Die Spearman'sche Rangkorrelation in ihrer Anwendung auf soziale und wirtschaftliche Erscheinungen

DISSERTATION

zur Erlangung der Würde eines Doktors der Wirtschaftswissenschaften vorgelegt der hohen rechts- und staatswissenschaftlichen Fakultät der Universität Freiburg (Schweiz)

von

RUEDI FEIGENWINTER

Reinach BL

Gedruckt in Basel 1953

Die Spearman'sche Rangkorrelation in ihrer Anwendung auf soziale und wirtschaftliche Erscheinungen

DISSERTATION

zur Erlangung der Würde eines Doktors der Wirtschaftswissenschaften vorgelegt der hohen rechts- und staatswissenschaftlichen Fakultät der Universität Freiburg (Schweiz)

von

RUEDI FEIGENWINTER

Reinach BL

Genehmigt von der juristischen Fakultät am 10. Juli 1952 auf Antrag von Herrn Prof. Dr. H. Schorer (1. Referent) und Herrn Prof. Dr. J. Schwarzfischer (2. Referent)

R. UNIV.
BIBLIOTHEEK
LEIDEN

Mit der Annahme einer Dissertation beabsichtigt die juristische Fakultät der Universität Freiburg nicht, zu den darin enthaltenen wissenschaftlichen Meinungen Stellung zu nehmen.

(Fakultätsbeschluss vom 1. Juli 1916)

I N H A L T S V E R Z E I C H N I S

	Seite
Literaturverzeichnis	7
Einleitung	12
Theoretischer Teil	
1. Entstehung und Entwicklung der Spearman'schen Korrelation	15
2. Die Spearman'sche Korrelation im Gegensatz zur Pearson'schen Korrelation	22
3. Theorie von der Nichtanwendbarkeit der Spearman'schen Korrelation ausserhalb der Experimental-Psychologie	32
4. Beschränkte Anwendungsmöglichkeit der Rangkorrelation	34
5. Vertreter der wirtschaftlichen Anwendbarkeit der Rangkorrelation	37
6. Grenzen der Spearman'schen Korrelation	39
Praktischer Teil	
1. Einleitung	50
2. Bevölkerungsstatistik	50
3. Wirtschaftsstatistik	73
4. Kulturstatistik und Diverses	113
Schlusswort	123
Anhang	I

Digitized by the Internet Archive
in 2026

https://archive.org/details/IA41538116_0014

L I T E R A T U R V E R Z E I C H N I S

1. Bücher:

Bowley A.L. Elements of Statistics, Third Edition, London 1907

Bonnardel R. L'Adaptation de l'homme à son métier, Etude de psychologie sociale et industrielle, Paris 1943

Brumbaugh M.A. and Kellogg C.S. Business Statistics, Chicago 1946

Claparède C. Psychologie de l'Enfant et Pédagogie experimentale, 7e édition, Genève 1916

Croxton F.E. and Cowden D.C. Applied general Statistics, New York 1934

Darmois G. Statistique et Applications, Paris 1941

Davis H.T. The Analysis of Economic Time Series, Bloomington, Indiana 1941

Flaskämper P. Allgemeine Statistik, I. Teil, Leipzig 1944

Fröbes J. Lehrbuch der experimentellen Psychologie, 1. Bd., Freiburg i.B. 1917

Heidingsfield M.S. and Blankenship A.B. Market and Marketing Analysis, New York 1947

Johnson P.O. Statistical Methods in Research, New York 1949

Kendall M. Rank Correlation Methods, London 1948

Kern B. Wirkungsformen der Uebung, Münster i. Westf. 1930

Kropff H.F.J. Die psychologische Seite der Verbrauchsforschung, Leipzig 1941

Leutwiler F. Lohnunterschiede in der Schweiz, Zürcher Diss. 1949

Lisowsky A. Qualität und Betrieb, Stuttgart 1928

MacCormick F.C. Elementary Social Statistics, First Edition, New York and London 1941

March L. Les Principes de la Méthode statistiques, Paris 1930

Mayr G.v. Statistik und Gesellschaftslehre, 1.Bd., 2. Aufl. Theoretische Statistik, Tübingen 1914

Mode E.B. The Elements of Statistics, New York 1942

Most O. Allgemeine Statistik, Minden i.w. 1948

Peatman J.G. Descriptive and Sampling Statistics, New York and London 1947

Richter-Altschäfer H. Einführung in die Korrelationsrechnung, Berlin 1931

Ryan T.H. The Psychology of Production, New York 1947

Schorer H. Statistik, Grundlegung und Einführung in die statistische Methode, Bern 1946

Schott S. Statistik, Leipzig und Berlin 1913

Spearman C. The Abilities of Man, London 1927

Stern W. Die Differentielle Psychologie in ihren methodischen Grundlagen, Leipzig 1911

Tiegs E.W. and Crawford C.C. Statistics for Teachers, Cambridge, Massachusetts 1930

Walker H.M. Elementary Statistical Methods, New York (1943)

Winkler W. Grundriss der Statistik, II. Gesellschaftsstatistik, 2. umgearb. Aufl. Wien 1948

Wolff H. Theoretische Statistik, Jena 1926

Wundt W. Grundzüge der "Psychologischen Psychologie", 3.Bd., Leipzig 1911

Yule G.U. and Kendall M.G. An Introduction to the Theory of Statistics, Thirteenth Edition, London 1946

2. Zeitschriften, Archive, Jahrbücher etc.

Betz W. Ueber Korrelation, Beih. zur Zts. für angewandte Psychologie und psychol. Sammelforschung, 3, Leipzig 1911

Damm H. Korrelative Beziehungen zwischen elementaren Vergleichsleistungen, Beih. zur Zts. für angewandte Psychologie und psychol. Sammelforschung, 9, Leipzig 1911

Deuchler G. Ueber Methoden der Korrelation in der Pädagogik und Psychologie, Zts. für Psychologie und experimentelle Pädagogik, 15. Jahrg. 2. Heft, 1914

Enciclopedia Universal Ilustrada, Tome LVII, Madrid, Barcelona 1927, p. 772 (Spearman)

Flaskämper P. Beitrag zu einer Theorie der statistischen Massen, Allg. Statistisches Archiv, 17.Bd. 1928

Irwin J.O. Statistical Methods in Psychology, Bull. de l'institut international de Statistique, Tome XXVIII, 2e livr. 1935

Krueger F. und Spearman C. Die Korrelation zwischen verschiedenen geistigen Leistungsfähigkeiten, Zts. für Psychologie und Physiologie der Sinnesorgane, I.Abt. 44. Bd. Leipzig 1907

Mally E. Ueber die Bedeutung der Bravais-Pearson'schen Korrelationskoeffizienten, Archiv für die gesamte Psychologie, 42. Bd. Leipzig 1921

Meyer M.L.H. Volkswirtschaftliche und betriebswirtschaftliche Statistik, Bull. de l'Institut intern. de Statistique, Tome XXVIII, 2e livr. 1935

Pearson K. On farther methods of determining correlation, Drapers Company Research Memoirs, Biometric Series 4, 1907

Schorer E. zur Frage der Korrelation, Zts. für schweiz. Statistik und Volkswirtschaft, Bd. 77, 1941

Schorer E. Wirtschaftspsychologie, Schmollers Jahrbuch, Jahrg. 66, Heft 1, 1942

Spearman C. Die Beobachtungsfehler in der Korrelationslehre, Zts. für angewandte Psychologie und psychol. Sammelforschung, 6. Bd. Leipzig 1912

Spearman C. Zur Korrelationsfrage, Zts. für angewandte Psychologie und psychol. Sammelforschung, 2.Bd. Leipzig 1909

Spearman C. The Proof and Measurement of Association between two Things, American Journal of Psychologiy, vol. XV, 1904

Spearman C. Demonstration of Formulae for True Measurement of Correlation, American Journal of Psychology, vol. XVIII, 1907

Spearman C. A Footrule for Measuring Correlation, British Journal of Psychology, vol. II, 1906

Spearman C. Correlation Calculated from Faulty Data, Brit. Journal of Psychology, vol. III, 1910

Wirth W. Die psychotechnische Brauchbarkeit der Spearman'schen Rangkorrelationskoeffizienten, Industrielle Psychotechnik, 2. Jahrg. Berlin 1925

Wirth-Leipzig W. Spezielle psychol. Massmethoden, Handbuch der biol. Arbeitsmethoden, Abt. VI, Methoden der experimentellen Psychologie, A, Heft 1, Berlin und Wien 1920

Wolff H. Vom "Gesetz" in der Statistik, Allg. Statistisches Archiv, 21. Bd. Jena 1931

World Biography, L - Z, New York 1948, p. 4489 (Spearman)

Yule U. The application of method of correlation to social and economic statistics, Bull. de l'Institut int. de Statistique, Tome XVIII, livr. 1

Zizek F. Ursachenbegriff und Ursachenforschung in der Statistik, Allg. Stat. Archiv, 17.Bd. Jena 1928

3. Quellenwerke

Publikationen des Eidg. Statistischen Amtes

- Bevölkerungsbewegung in der Schweiz
- Ehe, Geburt und Tod
- Eidg. Volkszählung
- Statistisches Jahrbuch der Schweiz

Publikationen des Eidg. Volkswirtschaftsdepartements

- Ergebnisse der schweiz. Sozialstatistik
- Die Volkswirtschaft
  - früher:
  - Sozialstatistische Mitteilungen
  - Wirtschaftliche und sozialstatistische Mitteilungen

Publikation der schweiz. Bundesbahnen

- Statistisches Jahrbuch der schweiz. Bundesbahnen

E I N L E I T U N G

Das Anwendungsgebiet der statistischen Methoden hat sich im Laufe der Zeit gewaltig erweitert. Vom Bereich der Staats- und Gesellschaftswissenschaften ausgehend, hat die Statistik bald in den eigentlichen Naturwissenschaften, in den Wirtschaftswissenschaften, in der Psychologie und Pädagogik 1) Eingang gefunden. Allein diese Referenz genügte oft den Skeptikern nicht, die Statistik in das ihr entsprechende Licht treten zu lassen. Die Stimmen der Kritiker, die in der Statistik eine blosse Zahlenwissenschaft sahen, sind nach und nach fast vollständig verstummt. Die heute sich abhebende Tendenz, die Statistik gleichsam zum "Mass aller Dinge" zu erheben, 2) ist in Amerika besonders stark ausgeprägt. Wenn eine derartige Betonung der Statistik z u w e i t geht, so bleibt doch ihre Bedeutung auf den verschiedensten Wissensgebieten unbestreitbar.

Die statistischen Methoden wurden von den übrigen Wissenszweigen übernommen und immer wieder den konkreten Gegebenheiten angepasst. Die in den Naturwissenschaften erfolgreiche Masskorrelation wurde beispielsweise von Spearman auf psychologische Phänomene angewandt: aus den Bemühungen um Vereinfachung entsprang die Rangkorrelation. Von der Psychologie abgesehen, fand sie bis unmittelbar vor dem II. Weltkrieg auf anderen Gebieten kaum irgendwelche Beachtung. Erst seit einem Jahrzehnt sind Versuche unternommen worden, die Formel auf nichtpsychologischem Gebiet anzuwenden. "In the early stages

---

1) J.O. Irwin: Statistical Methods in Psychology, Bulletin de l'Institut international de Statistique, Tome XXVIII, livr. 2, 1935, S. 192 ff.

2) Vgl. P.O. Johnson, Statistical methods in research, New York 1949, S. 1 ff, 13 ff.

ranks were regarded in the main as makeshifts substituted for variate measurements to save time or trouble or avoid the difficulties of setting up an objective scale. More recently they have been recognized as having an importance their own..." 1)

Sinn und Aufgabe der vorliegenden Arbeit ist zu untersuchen, inwieweit eine Anwendung der Rangkorrelation auf wirtschaftliche und soziale Erscheinungen überhaupt möglich ist. Weiter soll geprüft werden, welche Erscheinungen sich hauptsächlich dafür eignen und welche Resultate auf diese Weise zu erzielen sind. Die Beispiele wurden fast ausschliesslich dem schweizerischen Sozial- und Wirtschaftsleben entnommen.

Gerade weil es sich bei dieser Untersuchung mehr oder weniger um "Neuland" handelt, ist eine systematische Trennung der Arbeit in einen theoretischen und einen speziellen Teil unumgänglich. Im theoretischen Teil sind Eigenarten der Spearman'schen Rangkorrelation, ihre Entstehung, Rechtfertigung und frühere Anwendung zu besprechen. Der spezielle und weitaus umfangreichere Teil setzt sich mit konkreten Versuchen auf dem Gebiet des wirtschaftlichen, sozialen und kulturellen Lebens auseinander. Die aus einer grösseren Anzahl praktischer Beispiele gewonnenen Resultate werden dann zusammengefasst und einige allgemeine Schlussfolgerungen daraus gezogen.

Auf vorhandene Literatur konnte, was den praktischen Teil angeht, auf so gut wie keine zurückgegriffen werden. Die Tatsache eines, wenn auch vorerst bescheidenen Vorstosses auf ein neu-

---

1) M. Kendall: Rank Correlation Methods, London 1948, S. 3

("In früheren Stadien wurde die Rangordnung vor allem als ein Notbehelf angesehen, der an die Stelle der Messungen der Variabilität trat, um Zeit oder Mühe zu sparen oder Schwierigkeiten zu vermeiden, die mit der Aufstellung einer objektiven Skala verbunden sind. Näher der Gegenwart erkannte man, dass die Rangordnungen an sich eine Bedeutung haben...")

es, überaus umfangreiches Anwendungsgebiet für die Spearman'sche Rangkorrelation brachte recht viel Arbeit im Sinne von "Versuchen" mit sich, von denen aber nur ein Teil positiv ausfielen.

T H E O R E T I S C H E R T E I L

1. Entstehung und Entwicklung der Spearman'schen Korrelation.

Die angelsächsischen Autoren haben das grösste Verdienst in der Anwendung der Korrelation auf konkrete Probleme, insbesondere im Bereich der Naturwissenschaften. Anfänge der Korrelationsbestimmungen findet man beim englischen Naturforscher Francis G a l t o n, der durch das Studium der menschlichen Vererbungslehre und Eugenik mittlererweile Beziehungen zwischen körperlichen und geistigen Merkmalen entdeckte. Bei der Erforschung solcher Zusammenhänge stiess Galton auf fundamentale Prinzipien der statistischen Methodenlehre und ebnete einen neuen Zweig, der Korrelationsforschung, den Weg.

Die mathematische Fundierung der Korrelationslehre wurde ursprünglich von B r a v a i s (1846) geliefert und später von Karl P e a r s o n (1896) zur verfeinerten Masskorrelationsformel ausgebildet, die ursprünglich vor allem in der Biologie, Biogenetik, Physiologie, später in den Wirtschaftswissenschaften Anwendung 1) fand. Die Rangkorrelation, ein Hilfsmittel der psychologischen Zusammenhangsforschung, wurde von Charles S p e a r m a n entdeckt, der im Jahre 1863 in London geboren wurde. An den Universitäten von London, Würzburg, Göttingen und zuletzt in Leipzig studierte er Psychologie und erhielt auf Grund seiner Dissertation: "Die Normaltäuschungen in der Lagewahrnehmung," den Titel eines Doktors der Philosophie. Im Laboratorium von Wundt,

---

1) U. Yule: The application of method of correlation to social and economic statistics. Bull. de l'Institut intern. de Statistique, Tome XVIII, livr. 1, S. 537-51

einen der Begründer der experimentellen Psychologie, eignete er sich Kenntnisse an, die seine spätere Forschung grundlegend bestimmen sollten. Im Jahre 1911 erfolgte die Berufung Spearmans an die Universität der Britischen Hauptstadt als Professor für Psychologie und Logik. In Anerkennung seines aussergewöhnlichen Wissens und seiner Persönlichkeit wurde er 1931 zum Direktor der psychologischen Fakultät der Universität London ernannt. Von 1923-1926 amtete er als Präsident der "British Psychology Society", war Ehrenmitglied der "National Psychological Societies of Britain, France and Germany". Auch als Schriftsteller hat Spearman eine rege Tätigkeit entfaltet und einige bedeutende Abhandlungen geschrieben, wie: Nature of Intelligence and Principle of Cognition; Abilities of Man; Creative Mind; Psychology down the Age, u.a. 1)

Spearmans Hauptverdienst liegt in der Vereinfachung der Beziehungsforschung des in ungeheueren Anwachsen begriffenen Einzelmaterials. "Ihm lag daran das Korr.-Verfahren für rein psychologische Fragestellungen und insbesondere für solche Befunde nutzbar zu machen, die auf experimentellen Wege gefunden wurden". 2)

Die geschichtliche Entwicklung der experimentellen Psychologie geht auf Spearmans Lehrer, Professor Wundt, zurück, der im Jahre 1879 von der Leipziger Universitätsbehörde die Erlaubnis erhielt in einen kleinen Zimmerchen ("psychologisches Laboratorium!") experimentell-psychologische Untersuchungen anzustellen. Kaum 24 Jahre später, so schreibt Spearman, 3) hatte sich dieser bescheidene Anfang in ein grossartiges Laboratorium verwandelt, ausgerüstet mit Apparaten und Messinstrumenten aller Art. "The brief space of time has sufficed for Experimental Psychology to become a firmly established science..." 3)

---

1) Enciclopedia Universal Ilustrada, Tome LVII, Madrid-Barcelona 1927, S. 772
World Biography, L - Z, New York 1948, S. 4489

2) W. Stern: Die differentielle Psychologie in ihren methodischen Grundlagen, Leipzig 1911, S. 280

3) C. Spearman, American Journal of Psychology, 15, 1904, S. 202

Unter experimenteller Psychologie versteht man die auf systematischer, wiederholbarer Beobachtung aufgebaute Lehre von der Seele. Ausgangspunkt ist der Einzelfall, der sich zur Massenbeobachtung häuft. Die Experimentalpsychologie verarbeitet ein mengenmässig ausreichendes Beobachtungsmaterial durch Vergleich mit anderen Beobachtungen und durch kritische Ueberprüfung der Beobachtungsmethoden weiter. Sie geht immer induktiv vor und steht deshalb im Gegensatz zur deduktiven Rationalpsychologie, deren Ausgangspunkt eine im praktischen Leben immer wieder gemachte und daher gewissermassen zum Allgemeingut gewordene Erfahrungstatsache ist, aus der logisch alles weitere gefolgert wird. Ihre Hauptleistung besteht in erster Linie in einer Kritik und Systematisierung der Begriffe und Schlussfolgerungen. Sie stellt Definitionen auf und überprüft diese auf ihre logische Richtigkeit, d.h. auf ihre innere Widerspruchslosigkeit. Daran knüpfen weitere Folgerungen an. Die Rationalpsychologie ist demnach eine auf der Verstandestätigkeit aufgebaute Lehre von der Seele.

Die Wirtschaft hat eigentlich nur beschränkten Nutzen und Gebrauch gemacht von der rationellen Psychologie. Hingegen ist die Bedeutung der experimentellen Psychologie im Bereich der Betriebswirtschaft, Volkswirtschaft, 1) Finanzwirtschaft und besonders in der Sozialpolitik immer grösser geworden.

Der rapid sich entwickelnden experimentellen Psychologie wurde von Spearman ein spezielles Hilfsmittel in die Hand gegeben, den Abhängigkeitsgrad zweier psychischen Leistungen zu messen. - Die rein rechnerische Ermittlung der Spearman'schen Korrelation bietet keinerlei Schwierigkeiten. - Hingegen bleibt nach wie vor das Problem der experimentellen Psychologie bestehen; nämlich geeignete psychische Masseinheiten zu finden.

---

1) Vgl. Thomas Arthur Ryan: The Psychology of Production, New York 1947

Die eigentlichen Naturwissenschaften haben in dieser Hinsicht geringere einschränkende Faktoren zu überwinden, weil alles "Quantitative auf die 3 Grundeinheiten der Masse, der Länge und der Zeit" 1) zurückgeführt werden kann. Der Psychologie geht dieser Vorzug ab, weil infolge der komplexen Natur der menschlichen Psyche die spezifische Masseinheit ermangelt.

Der experimentelle Nachweis von Vorhandensein oder Fehlen einer bestimmten individuellen Leistungsfähigkeit mittels Tests interessiert in diesem Zusammenhang nicht, weil es sich hier um rein psychologische Fragestellungen handelt.

Für die Statistik ist nur das ermittelte Quantitative und, sofern es sich in Zahlen ausdrücken lässt, auch das Qualitative von Bedeutung; ihre Aufgabe, d.h. die Verarbeitung der statistischen Daten zur Feststellung kausaler Zusammenhänge beginnt erst jetzt. Dabei ist für den Statistiker die Korrelationsrechnung unentbehrlich, weil er in ihr ein Mittel der Zusammenhangsforschung und darüber hinaus ein Instrument der Ursachenforschung 2) erblickt. Es ist wichtig darauf hinzuweisen, dass die Korrelationsrechnung nur ein Werkzeug darstellt; die Frage, ob etwas Ursache von dieser oder jener Erscheinung ist, kann oft nur auf Grund ausserstatistischen Wissens abgeklärt werden.

---

1) H. Damm, Korrelative Beziehungen zwischen elementaren Vergleichsleistungen, Beih. zur Zts. für angewandte Psychologie und psychologischen Sammelforschung, 9, Leipzig 1911, S. 2

2) Ueber die Kernfrage: "Gehört die Korrelation zur statistischen Ursachenforschung?" soll hier nicht weiter eingegangen werden. Der Artikel von E. Schorer: Zur Frage der Korrelation, in der Schweiz. Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik, 77. Jahrgang, 1941, S. 376 ff, gibt einen wertvollen Ueberblick über die Ansichten namhafter Autoren. Der Verfasser des genannten Artikels gelangt zur Schlussfolgerung, dass die Statistik als wahre Ursachenforschung angesprochen werden kann, allerdings n u r bei Berücksichtigung der Ursachenhierarchie.

Grundsätzlich sind folgende Ursachenkombinationen möglich:

1. A kann Ursache von B sein,
2. B kann Ursache von A sein,
3. Auf A und B kann eine gemeinsame Ursache wirken.

Der (vierte) Fall dagegen kann nicht zutreffen: nämlich, dass A und B wechselseitig Ursache und Wirkung sind. Wenn A Ursache von B ist, kann es nicht z u g l e i c h Wirkung von B sein, und umgekehrt. Es ist nur ein Nacheinander möglich; dann wird aber der vierte Fall zu Fall eins und Fall zwei.

Der statistisch nachgewiesene kausale Zusammenhang darf aber keineswegs das Prädikat der absoluten Vollkommenheit für sich beanspruchen. Die Statistik ist nicht in der Lage allgemein gültige Naturgesetze aufzustellen, denn ihre Aussagen haben immer nur stochastischen Charakter. Durch diese einschränkende Feststellung wird aber der Wert der statistischen Ursachenforschung keineswegs herabgemindert, sondern sie bringt im Gegenteil "eine unstreitige Erkenntnisbereicherung, indem sie das allgemeine W i r k e n dieser Einzelursachen aufzeigt und ein genaues Zahlenbild sowohl von ihrer Bedeutung im Gesamtrahmen als auch ihrer Veränderung gibt." 1)

Diese kurzen Zwischenbemerkungen dienten lediglich dem Zweck, die Problematik der Interpretation von statistischen Erscheinungen im Bereich der Kausalitätsforschung aufzuzeigen. Wenn zum Beispiel der Psychologe auf Grund seiner Experimente eine kausale Beziehung zwischen zwei Leistungsfähigkeiten vermutet, dann gilt es die Zusammenhänge der beiden variabeln Grössen statistisch nachzuweisen. Das setzt natürlich voraus, dass dem Statistiker einwandfreie Forschungsergebnisse zur Verfügung gestellt werden,

---

1) H. Schorer, Statistik, Grundlegung und Einführung in die statistische Methode, Bern 1946, S. 245

ansonst auch die sorgfältigsten Berechnungen zu Fehlschlüssen führen. 1)

Ein Beispiel soll dies veranschaulichen. Mit Hilfe von Tests soll eine grössere Anzahl von Personen bezüglich ihrer musikalischen und mathematischen Fähigkeiten geprüft werden. Mit der Zuverlässigkeit der Testmethoden steht und fällt ihr praktischer Wert, denn sobald diese Begriffe experimentell nicht genau aus der Komplexität der menschlichen Psyche herausgeschält werden können, sind auch die Bestrebungen des Statistikers, Zusammenhänge zu berechnen, fragwürdig.

Spearman hat die Unzulänglichkeit einer beinahe ins Unendliche angewachsenen Masse von Einzelexperimenten erkannt und war bestrebt Verbindungen herzustellen; als Instrument diente ihm die Rangkorrelation. Ihre Anwendung ist bereits dann möglich, wenn eine rangmässige Differenzierung der Leistungsfähigkeiten möglich ist.

Die Idee der Rangkorrelation hat zwar nicht bei allen Autoren Anklang gefunden. Es war hauptsächlich Pearson, der Verfechter der Masskorrelation, der seine kritischen Einwendungen in eine heftige Polemik kleidete. 2) Heute wird im Grossen und Ganzen die Bedeutung der Rangkorrelation in der Psychologie nicht mehr angezweifelt, denn ihre praktische Anwendung hat sich durchaus bewährt: "Die Rangkorrelation wird hauptsächlich in der Psychologie, besonders in der pädagogischen Psychologie, angewandt, und zwar meist in solchen Fällen, in denen die Masskorrelation gar nicht anwendbar ist, weil nämlich die x-Werte wohl gradmässig eindeutig voneinander verschieden, also auch ordenbar sind, das Ausmass der Verschiedenheit aber nicht angegeben werden kann." 3)

---

1) F. Krueger und C. Spearman: Die Korrelation zwischen verschiedenen geistigen Leistungsfähigkeiten, in Zts. für Psychologie, 44. Bd. Leipzig 1907, S. 55-58

2) K. Pearson: On further methods of determining correlation, Drapers Company Research Memoirs, Biometric Series 4, 1907, S. 9 ff.

3) P. Flaskämper, Allg. Statistik, I. Teil, Leipzig 1944, S. 182/83

Derartige Beispiele kommen praktisch häufig vor. Man denke an die schwierige Frage der objektiven Bewertung von Schülerleistungen; an die Ermittlung der individuellen Kraft und Ausdauer und Leistungsfähigkeit im Sport; an die altersbedingte Disposition zu Erkrankungen.

Auch auf wirtschaftlichem und sozialen Gebiet treten solche Fälle in Erscheinung. Die von Keynes 1) aufgestellte These, dass mit steigenden Einkommen der Verbrauch wohl zunimmt, aber nicht in gleichem Verhältnis, ist eine praktische Erfahrungstatsache.

Es hebt sich somit die statistisch recht bedeutsame quantitative und qualitative Merkmalsunterscheidung ab. 2) Die sachlich-quantitativen Merkmale sind einer statistischen Weiterverarbeitung eher zugänglich, als die sachlich-qualitativen.

Zusammenfassend möge hier festgehalten werden, dass die quantitativen Reihen nach den ihnen zugrundeliegenden Merkmalen inhaltlich eindeutig geordnet werden können. Hingegen fehlt den qualitativen Reihen streng genommen das den Mass-Reihen eigentümliche Ordnungsprinzip. Es ist sehr wichtig, dass diesen Sachverhalt in methodischer Hinsicht gebührend Rechnung getragen wird.

---

1) J.M. Keynes: Allgemeine Theorie der Beschäftigung, (Uebersetzt von F. Waeger), München und Leipzig 1936, S. 25 u. 98

2) Vergl. Flaskämper, Allg. Statistik, S. 43/44

2. Die Spearman'sche Korrelation im Gegensatz zur Pearson'schen Korrelation

In der allgemeinen Statistik, speziell aber in der Korrelationslehre, hat der Gegensatz quantitativ-qualitativ fundamentalen Charakter. Diese Unterscheidung ist notwendig, denn bei "typischen", quantitativen Reihen empfiehlt sich die Anwendung der Masskorrelation, bei "unechten", qualitativen Reihen die Rangkorrelation.

In folgenden mögen die Eigenheiten der beiden sich konkurrierenden Korrelationsmethoden betrachtet werden. Die zeitraubende Masskorrelationsberechnung darf den Vorteil für sich in Anspruch nehmen, dass sie den wirklichkeitsgetreuen Ablauf der gegebenen Reihen respektiert. Der Grundpfeiler, auf den die Pearson'sche Masskorrelation aufbaut, ist das arithmetische Mittel. Das Beispiel auf der folgenden Seite zeigt die Berechnung des Korrelationskoeffizienten r.

In den ersten beiden Kolonnen werden die absoluten oder relativen Zahlenwerte eingetragen. In der 3. und 4. Kolonne figurieren die Abweichungen aller Reihenglieder von entsprechenden arithmetischen Mittel, die unter Berücksichtigung der Plus- und Minuszeichen paarweise miteinander multipliziert und deren Produkte aufsummiert werden: Σxy (5. Kolonne). Die Abweichungen vom Durchschnittswert (M_A) werden ins Quadrat erhoben und aufsummiert (6. und 7. Kolonne): Σx^2 bzw. Σy^2. Durch Einsetzen der erhaltenen Summen in die von Pearson mit den Namen "product-moment" bezeichneten Formel, wird die S c h w a n k u n g s i n t e n s i t ä t d e r b e i d e n variablen Grössen z a h l e n m ä s s i g in Korrelationskoeffizient r ausgedrückt.

*

Ausserhalb des Heimatkantons wohnhafte Kantonsbürger in °/oo im Jahre 1880 und 1941. 1)

a. Berechnung der Korrelation nach Pearson:

Kt.	1880	1941	x	y	xy	x^2	y^2
ZH	111	202	- 37	-153	5661	1369	23409
BE	164	346	16	- 9	- 144	256	81
LU	157	318	9	- 37	- 333	81	1369
UR	114	344	- 34	- 11	374	1156	121
SZ	166	426	18	71	1278	324	5041
OW	93	340	- 55	- 15	825	3025	225
NW	196	496	48	141	6768	2304	19881
GL	178	469	30	114	3420	900	12996
ZG	165	456	17	101	1717	289	10201
FR	86	299	- 62	- 56	3472	3844	3136
SO	197	378	49	23	1127	2401	529
BS	117	221	- 31	-134	4154	961	17956
BL	194	395	46	40	1840	2116	1600
SH	247	491	99	136	13464	9801	18496
AR	189	607	41	252	10332	1681	63504
AI	232	581	84	226	18984	7056	51076
SG	127	380	- 21	25	- 525	441	625
GR	60	225	- 88	-130	11440	7744	16900
AG	207	427	59	72	4248	3481	5184
TG	275	519	127	164	20828	16129	26896
TI	43	182	-105	-173	18165	11025	29929
VD	106	185	- 42	-170	7140	1764	28900
VS	28	134	-120	-221	26520	14400	48841
NE	169	348	21	- 7	- 147	441	49
GE	68	98	- 80	-257	20560	6400	66049
	3689	8867			+181617	99389	452994
M_A:	148	355			- 1149		
					180468		

$$r = \frac{\Sigma xy}{\sqrt{x^2}\ \sqrt{y^2}} = \frac{180468}{\sqrt{99389}\ \sqrt{452994}} = \frac{180468}{315.2 \times 673.1}$$

$$= \frac{180468}{212161} = 0.850$$

1) Statistisches Jahrbuch der Schweiz 1948, S. 27

b. Berechnung der Korrelation nach Spearman:

Kt.	1880	1941	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
VS	28	134	1	2	-1	1
TI	43	182	2	3	-1	1
GR	60	225	3	7	-4	16
GE	68	98	4	1	3	9
FR	86	299	5	8	-3	9
OW	93	340	6	10	-4	16
VD	106	185	7	4	3	9
ZH	111	202	8	5	3	9
UR	114	344	9	11	-2	4
BS	117	221	10	6	4	16
SG	127	380	11	15	4	16
LU	157	318	12	9	3	9
BE	164	346	13	12	1	1
ZG	165	456	14	19	-5	25
SZ	166	426	15	17	-2	4
NE	169	348	16	13	-3	9
GL	178	469	17	20	-3	9
AR	189	607	18	25	-7	49
BL	194	395	19	16	3	9
NW	196	496	20	22	-2	4
SO	197	378	21	14	7	49
AG	207	427	22	18	4	16
AI	232	581	23	24	-1	1
SH	247	491	24	21	3	9
TG	275	519	25	23	2	4
						304

$$\rho = 1 - \frac{6 \quad (u-v)^2}{n\,(n^2-1)} = 1 - \frac{6 \times 304}{25 \times 624}$$

$$= 1 - \frac{2024}{15600} = 1 - 0{,}116 = 0{,}884$$

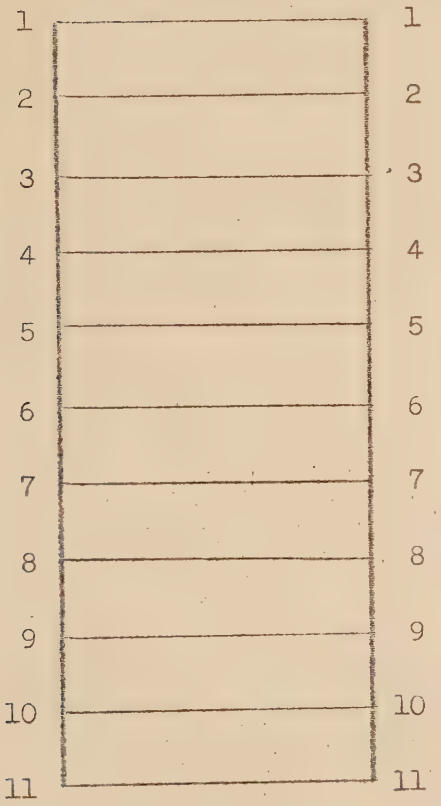
Bei der Rangkorrelation werden die Ordnungsziffern auf Grund der reellen Zahlenwerte festgestellt. Der methodische Vorgang ist folgender: In der ersten Kolonne werden die Werte der "führenden" Reihe in auf- oder absteigender Form grössenmässig geordnet und die entsprechenden Werte der "geführten" Reihe bil-

den die zweite Kolonne. Das niedrigste (oder höchste) Reihenglied erhält die Rangzahl 1, das zweitniedrigste (bzw. zweithöchste) die Rangzahl 2 usw., bis alle Werte einer n-gliedrigen Reihe geordnet sind. Bei vollkommener Uebereinstimmung der Rangziffern wird der Korrelationskoeffizient +1, bei vollkommener Gegensätzlichkeit -1, und beim Fehlen jeglicher Uebereinstimmung wird er 0. Grundsätzlich variiert der Korrelationskoeffizient nur zwischen diesen beiden äussersten Grenzen; er vermag aber sämtliche dazwischenliegenden Werte anzunehmen.

Graphisch lassen sich die beiden extremen Fälle wie folgt darstellen:

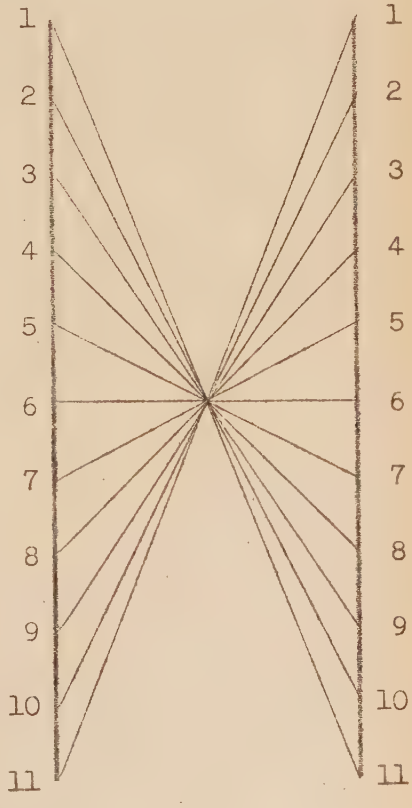
Vollkommen positive Proportionalität

$\varrho = +1$



Vollkommen negative Proportionalität

$\varrho = -1$



Ueber die Wahl der Symbole herrscht in der Literatur noch keine Einheitlichkeit. C. Spearman, H. Schorer u.a. verwenden folgende Bezeichnungen:

$\Sigma (u-v)$ drückt die Differenz zwischen je zwei benachbarten Rangziffern aus. Die Summe der Minuswerte ist gleich der Summe der Pluswerte, d.h. die Subtraktion der negativen Werte von den positiven ergibt immer Null, und

$\Sigma (u-v)^2$ ist die Summe der ins Quadrat erhobenen Rangdifferenzen; die konstante Zahl

6 ist aus der mathematischen Ableitung der Formel hervorgegangen.

n bezeichnet die Anzahl der Reihenglieder.

Σ (Sigma) entspricht dem lateinischen S und heisst soviel wie Summe.

ρ (Rho) ist der gesuchte Korrelationskoeffizient.

Der Unterschied zwischen r und ρ ist gering (0.85 und 0.88), der Zeitgewinn dagegen bei Spearman beträchtlich. Ohne jegliches Hilfsmittel, wie Rechenmaschine und Logarithmentabelle, benötigten wir für die Berechnung von r 1 Stunde und 54 Minuten gegenüber 14 Minuten für ρ; die entsprechenden Zeiten mit Hilfe der Rechenmaschine und Logarithmentabelle waren 56, bzw. 12 Minuten. Der Vorteil der Spearman'schen Rangkorrelation in z e i t l i c h e r Hinsicht (Zeit als Kostenfaktor) interessiert vor allem auch die Praxis. "The coefficient ρ obtained by the rank-differences method is not identical with r obtained by the Pearson productmoment method, but ordinarily varies from it by only a few points." 1)

In der Literatur wird die Anwendung der Rangkorrelation vielfach zum Zweck einer ersten Orientierung über einen möglichen Zusammen-

---

1) E.W. Tiegs and C.C. Crawford: Statistics for Teachers, Cambridge Massachusetts 1930, S 169

hang zwischen zwei Erscheinungen empfohlen. "Methods for correlating ranks are also sometimes used as short-cut devices for the correlation of variables...". "Rank methods are often employed under these circumstances rather than product-moment method because they are easier to apply, and, under certain circumstances, they yield as satisfactory a result." 1)

Die alternative Entscheidung, ob in speziellen Fall das abgekürzte Verfahren, d.h. die Rangkorrelation der Masskorrelation vorgezogen wird, ist eine Frage, über die sich der Statistiker zum voraus Rechenschaft abgeben muss. "Indessen hat Spearman selbst diese Abkürzung ausdrücklich von vorneherein als blosse Hilfsmethode (auxiliarly methods) bezeichnet und die Anwendung der von ihm auf die Rangreihen übertragene Produktenformel ("standard method") für alle Fälle, in denen es auf Genauigkeit ankommt, als die einzig mögliche empfohlen". 2)

Es gibt genug Beispiele, bei denen r und ϱ tatsächlich weitgehend übereinstimmen. Diese Möglichkeit tritt ein, "when scores are distributed evenly along the scale interval, beginning with 1." 3) Hier drängt sich die Anwendung der Rangkorrelation geradezu auf, weil sie an Genauigkeit der Produktenformel ebenbürtig ist und der Koeffizient mit bedeutend geringeren Zeitaufwand ermittelt werden kann. Ein Beispiel aus dem Sport:

---

1) J.G. Peatman: Descriptive and Sampling Statistics, New York and London 1947, S. 254

2) W. Wirth-Leipzig: Spezielle psychol. Massmethoden, Handbuch der biolog. Arbeitsmethoden, Abt. VI, A, Heft 1, Berlin und Wien 1920, S. 184

3) H.M. Walker: Elementary Statistical Methods, New York 1943, S. 243

Rangliste der Fussballmeisterschaften 1949/50[1] u. 1950/51[2]

(Methode nach Spearman)

Mannschaften	Rangordnung 49/50	50/51	(u-v)	$(u-v)^2$
Servette	1	5	-4	16
Basel	2	5	-3	9
Lausanne	3	1	2	4
Chiasso	4.5	2	2.5	6.25
Chaux-de-Fonds	4.5	3	1.5	2.25
Zürich	6	5	1	1
Grenchen	7	11.5	-4.5	20.25
Bellinzona	8	8	o	o
Lugano	10	7	3	9
Young-Fellows	10	9	1	1
Locarno	10	11.5	-1.5	2.25
Biel	12	10	2	4
				75.-

$$\varrho = 1 - \frac{6 \times 75}{12 \times 143} = 1 - \frac{450}{1716} = 1 - 0.262 = \underline{\underline{0.738}}$$

(Methode nach Pearson)

Mannschaften	49/50	50/51	x	y	xy	x^2	y^2
Servette	1	5	5.5	1.5	8.25	30.25	2.25
Basel	2	5	4.5	1.5	6.75	20.25	2.25
Lausanne	3	1	3.5	5.5	19.25	12.25	30.25
Chiasso	4.5	2	2.0	4.5	9.00	4.00	20.25
Chaux-de-Fonds	4.5	3	2.0	3.5	7.00	4.00	12.25
Zürich	6	5	0.5	1.5	0.75	0.25	2.25
Grenchen	7	11.5	-0.5	-5.0	2.50	0.25	25.00
Bellinzona	8	8	-1.5	-1.5	2.25	2.25	2.25
Lugano	10	7	-3.0	-0.5	1.50	9.00	0.25
Young-Fellows	10	9	-3.0	-2.5	7.50	9.00	6.25
Locarno	10	11.5	-3.0	-5.0	15.00	9.00	25.00
Biel	12	10	-5.5	-3.5	19.25	30.25	12.25
	78.0	78.0			99.00	130.75	140.50
M_A :	6.5	6.5					

$$r = \frac{99}{\sqrt{130.75} \times \sqrt{140.5}} = \frac{99}{11.4 \times 11.8} = \frac{99}{134.5} = \underline{\underline{0.736}}$$

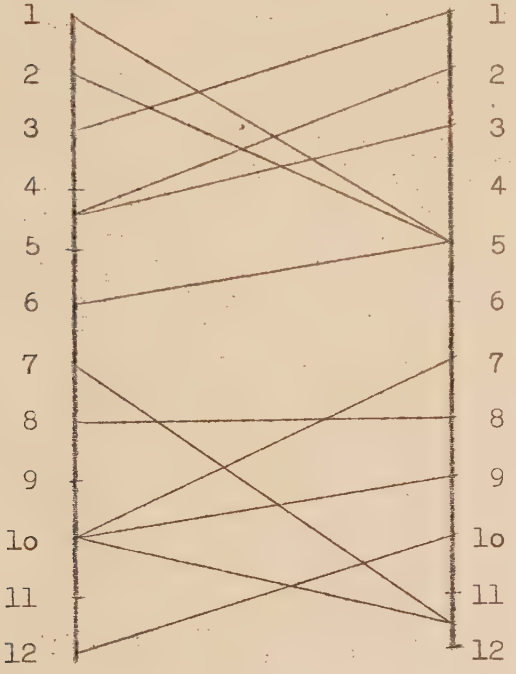
---

1) "Sport", XXX. Jahrgang, No. 68, 14. Juni 1950
2) "Sport", XXXI. Jahrgang, No. 77, 20. Juni 1951

Die Koeffizienten r und ϱ stimmen überraschend genau miteinander überein und die praktische Ueberlegenheit der "Methode Spearman" tritt daher in d i e s e m Fall klar zutage. Es sei hier ausdrücklich darauf hingewiesen, dass in allgemeinen die Anwendung der Produktenformel praktisch gar nicht in Frage kommt, wenn den Reihen selbst Rangziffern zugrunde liegen.

In der nachstehenden Darstellung werden die Rangverschiebungen übersichtlich angeordnet. Der Koeffizient 0.74 lässt auf einen recht deutlichen Zusammenhang schliessen. Uebrigens hat keine Mannschaft eine derartige Formhausse oder Formbaisse erlitten, dass sie ihre Stelle im Gesamtklassement gleich um mehr als 5 Ränge verbessert oder verschlechtert hätte.

Graphische Darstellung des Korrelationskoeffizienten 0.74.



Es wird zuweilen der Einwand erhoben, dass die rangmässige Differenzierung von Wettkämpfern nach der sportlichen Leistungsfähigkeit, die Klassierung von Schülern nach dem Grad der

individuellen Leistung usw. kein wirklichkeitsgetreues Bild über den realen Sachverhalt gebe.

Es würde den Rahmen dieser Arbeit sprengen, wollte man das Pro und Contra dieser Auffassung gegenseitig abwägen und dazu Stellung nehmen. - Immerhin soll folgendes dazu bemerkt werden: die Rangordnung in der Schule dient dem Ansporn zur Mehrleistung. Sie entspricht einem wandelbaren Einschätzungsurteil, das auf Annäherungsgrössen beruht.

Die Rangordnung gibt dann Anlass zu berechtigter Kritik, wenn beispielsweise bei sportlichen Konkurrenzen Bruchteile von Sekunden über Sieg oder Niederlage entscheiden. Hier ist der wahre Sinn einer Rangordnung verkannt und ein qualitativer Leistungsvergleich nicht mehr möglich.

*

Nach dieser Zwischenbemerkung ist überleitend die Beurteilung der Korrelationskoeffizienten als zahlenmässigen Ausdruck der Beziehung zweier statistischer Ablaufs- oder Rangreihen zueinander zu besprechen. In der Literatur wird im allgemeinen dieser Frage recht vorsichtig begegnet, denn eine genaue Abgrenzung der Grössenwerte, die das Mass der Schwankungsintensität zweier Variablen ausdrückt, kann leider nur s e h r willkürlich geschehen. Den schon oben zitierten Buch von H. Schorer (S. 186) entnehmen wir die vom Amerikaner E.R. Chaddock aufgestellten Faustregeln:

1. Ein Korrelationskoeffizient geringer als 0.30 zeigt einen sehr geringen Zusammenhang an und ist von zweifelhafter Bedeutung, besonders wenn die Anzahl der verglichenen Reihen oder Fälle gering ist.
2. Ein Koeffizient von 0.30 bis 0.50 zeigt einen mässigen Zusammenhang an, wenn der wahrscheinliche Fehler klein ist.
3. Ein Koeffizient von 0.50 bis 0.70 zeigt einen deutlichen Zusammenhang an, der praktisch verwertbar ist.
4. Ein Koeffizient von 0.70 bis unter 0.90 weist auf einen geradezu engen Zusammenhang hin.

5. Ein Koeffizient von 0.90 und darüber treten erst bei sehr engen Zusammenhängen und einer sehr hohen Abhängigkeit der beiden Variabeln voneinander auf.

Diese Regeln charakterisieren in erster Linie den Masskorrelationskoeffizienten, gelten aber in a b g e s c h w ä c h t e r Form auch für den Rangkorrelationskoeffizienten.

***

3. Theorie von der Nichtanwendbarkeit der Spearman'schen Korrelation ausserhalb der Experimental-Psychologie.

Bei der Durchsicht der statistischen Literatur kann man feststellen, dass viele bekannte Autoren die Rangkorrelation nicht erwähnt, geschweige denn behandelt haben, wie: Bowley, 1) Kaufmann, 2) Schott, 3) von Mayr, 4) Julin, 5) Zizek, 6) Winkler, 7) Hesse, 8) Moncetz, 9) u.a.

Georg von Mayr zweifelt überhaupt sehr an der praktischen Anwendbarkeit der Korrelation auf gesellschaftsstatistische Phänomene: "Dass auf formalmathematischem Wege die tatsächliche Gestaltung der Beziehungsverhältnisse der sozialen Massen abschliessend erkannt werden könnte, dürfte wohl ausgeschlossen sein". (S. 162)

"Es ist bedauerlich", so schreibt Schott, "dass die schwierige mathematische Begründung der Korrelationsrechnung und ihre mühselige rechnerische Durchführung im konkreten Fall der Popularisierung dieses bedeutsamen Ver-

---

1) A.L. Bowley: Elements of Statistics, Third Edition, London 1907

2) A. Kaufmann: Theorie und Methoden der Statistik, Tübingen 1913

3) S. Schott: Statistik, Leipzig und Berlin 1913

4) G.v.Mayr: Statistik und Gesellschaftslehre, 1. Bd. 2. Aufl. Theoretische Statistik, Tübingen 1914

5) A. Julin: Précis du Cours de Statistique générale et appliquée, 5e éd. Paris, Bruxelle 1923

6) F. Zizek: Grundriss der Statistik, 2. Aufl. München und Leipzig 1923

7) W. Winkler: Grundriss der Statistik, I. Theoretische Statistik, Berlin 1931

8) A. Hesse: Grundriss der politischen Oekonomie, 4. Bd. Statistik, Jena 1934

9) A. Moncetz: Initiation aux Méthodes de la Statistique, 2e éd. Paris 1941

fahrens wohl für immer ausschliessen wird. Die elementare Statistik hat als Ersatz für sie nur ganz unzureichende Notbehelfe, deren Aufzählung um so weniger nötig fällt, als die Feststellung einer 'starken,' 'geringen,' 'mittleren' Korrelation usf. durch den optischen Eindruck für praktische Zwecke durchaus genügt und jedenfalls empfehlenswerter ist, als eine zweifelhafte zahlenmässige Feststellung ihres Grades durch pseudomathematische Operationen". (S. 106)

Diese Aussage ist, nach dem Stand der heutigen Korrelationsforschung zu schliessen, bestimmt überholt, denn die mathematische Statistik hat Methoden ausgearbeitet, die viel zuverlässiger sind als der oft mit subjektiven Ermessensfragen vermischte "optische Eindruck".

***

4. Beschränkte Anwendungsmöglichkeit der Rangkorrelation.

Eine zweite Gruppe von Autoren hält eine restriktive Anwendung auch ausser der Experimental-Psychologie für möglich. Die Idee der Rang-Methode als praktisches Hilfsmittel zur Prüfung einer a n n ä h e r n d e n Uebereinstimmung zweier variablen Grössen ist bei diesen Autoren besonders stark ausgeprägt.

Croxton: 1) "In addition to its use when original values cannot be obtained, ϱ is useful for the purpose of determining the approximate value of r when the laborious computations involved in obtaining the more exact coefficient of correlation would consume to much time".

MacCormick: 2) "A method of linear correlation that takes account of the rank orders of paired items but disregards their values is sometimes used for rough work, or when the values of the items ar not known".

---

1) F.E. Croxton and D.J. Cowden: Applied General Statistics, New York, 1934, S. 430
"Abgesehen von ihrer Anwendung in Fällen, in denen die ursprünglichen Werte nicht bestimmt werden können, lässt sich mit ϱ auch der annähernde Wert von r bestimmen, wenn die umständliche Berechnung des genauen Korrelationskoeffizienten zu viel Zeit in Anspruch nehmen würde".

2) T.C. MacCormick: Elementary Social Statistics, (First Edition), New York and London, 1941, S. 191
"Eine Methode der linearen Korrelation, die nur die Rangordnung der Reihenglieder berücksichtigt und absieht von ihren Werten, wird manchmal angewandt für eine annähernde Berechnung, oder wenn die Werte der Reihenglieder nicht bekannt sind".

Mode: 1) "The use of ranks is advantageous when the variates cannot be assigned definite numerical magnitudes but may be assigned position in an ordered series". "It is a safe procedure to treat ρ merely as a rough estimate of correlation".

Peatman: 2) "A method for the correlation of ranks was developed several decades ago by the English psychologist and statistician, the late Charles Spearman, in order to provide an estimate of linear correlation when either or both of the variables being correlated could at least be ranked if not quantitatively differentiated".

Walker: 3) "The rank order coefficient is useful in cases where the equality of units cannot be ascertained".

---

1) E.B. Mode: The Elements of Statistics, New York 1942, S. 312
"Die Anwendung von Rängen ist vorteilhaft, wenn die Variablen nicht durch genaue numerische Grössen bestimmt werden können, sondern nur durch ihre Stellung innerhalb einer geordneten Reihe". "Es ist ein sicheres Vorgehen, ρ einfach als ein grobes Schätzungsmass der Korrelation zu behandeln".

2) J.G. Peatman: Descriptive and Sampling Statistics, New York and London 1947, S. 253
"Um ein annäherndes Mass der linearen Korrelation zu erhalten, wenn eine oder beide der zu korrelierenden Variablen zwar nicht quantitativ differenziert, aber doch wenigstens der Grösse nach geordnet werden können, wurde vor einigen Jahrzehnten von engl. Psychologen und Statistiker, Charles Spearman, die Rangkorrelations-Methode entwickelt".

3) H.M. Walker: Elementary Statistical Methods, New York 1943, S. 245
"Der Rang-Koeffizient ist nützlich in Fällen, wo eine quantitative Umschreibung der Einheiten nicht mit Sicherheit möglich ist".

Wirth: 1) "Kein Wunder, dass sie in der Praxis bei einigermassen grossen Reihen auch dann gern als Annäherungsformel benützt wird, wenn die Masswerte x und y selbst genau bestimmt sind..."

Flaskämper: 2) vertritt den Standpunkt, dass sich in der Sozialstatistik auch Fälle vorfinden, welche denen der pädagogischen Statistik ähnlich sind (Rangstufen der Beamten, Militärische Dienstgrade), wo die Rangkorrelation ihre eigenste Anwendung findet: also keine eigentlichen Wirtschafts- oder Sozialphänomene, sondern nur Grenzfälle seien hierfür geeignet.

***

1) W. Wirth-Leipzig: Spezielle psycholog. Massmethoden, Handbuch der biolog. Arbeitsmethoden, Abt. VI, A, Heft 1, Berlin und Wien 1920, S. 201

2) P. Flaskämper: Allgemeine Statistik, I. Teil, Leipzig, 1944, S. 182

5. Vertreter der wirtschaftlichen Anwendbarkeit der Rangkorrelation.

Zum Schluss mögen diejenigen Autoren zum Wort kommen, die eine wirtschaftliche Anwendbarkeit der Spearman'schen Rangkorrelation positiv befürworten.

Heidingsfield and Blankenship: 1) "Frequently, in market analyzing, the actual data themselves are not available in 'row' terms. Sometimes a ranking of data, as in the case of brands, is the only measurement available. Obviously the Pearsonian correlation method cannot be used".

Yule: 2) "It is comparatively easy to rank a number of ... countries according to their importance in the export market, where precise numerical measurement would be very troublesome".

---

1) M.S. Heidingsfield and A.B. Blankenship: Market and Marketing Analysis, New York 1947, S. 295
"Bei Marktanalysen sind oft die eigentlichen Gegebenheiten selbst nicht in ihrer konkreten Form verfügbar. In gewissen Fällen ist eine rangmässige Ordnung der Gegebenheiten das einzig mögliche Mass, wie zum Beispiel bei Markenzeichen (brands). Es ist klar, dass in solchen Fällen die Pearson'sche Korrelation nicht angewandt werden kann".

2) G.U. Yule and M.G. Kendall: An Introduction to the Theory of Statistics, 30. Ed. London 1946, S. 247
"Es ist verhältnismässig leicht, eine Anzahl Länder entsprechend ihrer Bedeutung auf dem Exportmarkt zu ordnen, wo ein genaues zahlenmässiges Mass sehr viel Mühe kostet".

Brumbaugh and Kellogg: 1) "However, it is also needed occasionally in analyzing business information".

Davis: 2) "A number of objections, however, have been raised by the psychologists and others to Spearman's theory, and undoubtedly the economists will accept it with similar reluctance into their science".

Leutwiler: 3) "Um so mehr darf dieses Verfahren verantwortet werden, als auch ein Masskorrelationskoeffizient, der wohl zahlenmässig, jedoch nicht logisch genauere Angaben liefert, auf dem Gebiet der Sozialstatistik im allgemeinen und in der Lohnstatistik im besonderen mit der gleichen Vorsicht interpretiert werden muss wie der Koeffizient von Spearman".

Schorer: 4) weist auf die praktische Anwendbarkeit der Rangkorrelation in der Bevölkerungs- und Wirtschaftsstatistik wie auch der Biologie hin.

---

1) M.A. Brumbaugh and L.S. Kellogg: Business Statistics, Chicago 1946, S. 733
"Somit ist sie gelegentlich nötig bei der Zergliederung von Berichten (information), die das Geschäftsleben angehen.

2) H.T. Davis: The Analysis of Economic Time Series, Bloomington, Indiana 1941, S. 194
"Es wurden jedoch eine Reihe von Einwänden seitens Psychologen und anderen gegen Spearmans Theorie erhoben und ohne Zweifel werden die Wirtschaftswissenschaftler sie mit ähnlicher Zurückhaltung in ihre Wissenschaft aufnehmen".

3) F. Leutwiler: Lohnunterschiede in der Schweiz, Zürcher Diss. 1949, S. 12/13

4) H. Schorer: Statistik, Grundlegung und Einführung in die statistische Methode, Bern 1946, S. 184

6. Grenzen der Spearman'schen Korrelation

K. Pearson und seine Schule wollten die Rangkorrelation an r e i n n a t u r w i s s e n s c h a f t l i c h e n Phänomenen erproben. Die Genauigkeit der erhaltenen Resultate schien für bestimmte Analysen nicht hinreichend zu sein; das bewog Pearson zur Ablehnung der Rangkorrelation überhaupt. Der Einwand ungenügender Exaktheit, der gegen sie erhoben wurde, ist zum Teil berechtigt, schliesst aber den praktischen Nutzen der Spearman'schen Methode ausserhalb der Biologie keineswegs aus.

Es gibt wirtschaftliche und soziale Erscheinungen, die eng mit der Psychologie zusammenhängen, 1) da mitunter rationale und irrationale Momente den Verlauf einer bestimmten Entwicklung wesentlich beeinflussen. Ein tieferes Eindringen in die so verworrenen Zusammenhänge, wie sie Gesellschaft und Wirtschaft häufig darbieten, ist vielfach für den Statistiker ohne Anwendung der Rangkorrelation nicht möglich.

Es stehen, in der Tat, gewisse Hindernisse im Wege, die den zuverlässigen Anwendungsbereich stark reduzieren. In der Praxis mag ein grobes Annäherungsresultat wertvoll sein, wenn ein genaues Resultat anderweitig sich gar nicht ermitteln lässt, da ohnehin bei der Berechnung der Rangkorrelation eine mehr oder minder grosse Fehlermarge einkalkuliert wird. Die Berechnung des w a h r s c h e i n l i c h e n F e h l e r s gibt ein Mittel an die Hand, die Zuverlässigkeit einer Untersuchung zu kontrollieren und näher zu präzisieren. Die Formel lautet:

$$wF(\varrho) = 0.706 \frac{1 - \varrho^2}{\sqrt{n}}$$

---

1) Vgl. E. Schorer, Wirtschaftspsychologie, in Schmollers Jahrbuch, Jahrg. 66, Heft 1, 1942, S. 1-18, 30-46

Nach Krueger und Spearman dürfen die Resultate, die nicht mindestens doppelt so gross sind als der wahrscheinliche Fehler, wissenschaftlich nicht verwertet werden. Es wird weiter festgehalten: "Um den Zufall ganz sicher auszuschliessen, sollte das betreffende Ergebnis den wahrscheinlichen Fehler um mindestens das Fünffache übersteigen". 1) Der wahrscheinliche Fehler nimmt mit der Grösse der betreffenden Korrelation ab, d.h. je höher der Korrelationskoeffizient, desto kleiner ist der wahrscheinliche Fehler. 2)

Neben der Berücksichtigung des wahrscheinlichen Fehlers gibt es noch andere Einschränkungen, die bei der systematischen Anwendung der Rangkorrelation von Bedeutung sind. Durch die starke Dispersion der Reihe, die in einer bestimmten Proportion steht zum wahrscheinlichen Fehler, wird der Korrelationskoeffizient empfindlich beeinflusst. Starke Rangdifferenzen fallen um so mehr ins Gewicht, je kürzer die Reihe ist. "Bei einer Zahl von 12 Teilnehmern ist diese Formel nur mit äusserster Vorsicht zu benutzen". "Sie bietet uns keine Sicherheit, dass der Grad der Korrelationsbeziehungen zwischen beiden Rangreihen wirklich den errechneten Korrelationswerten entspricht". Mehrere starke Rangplatzdifferenzen um 4 Rangplätze unter 12 Reihengliedern und weit stärkeren Rangplatzverschiebungen ergeben ein etwas ungünstigeres Bild als die Korrelationskoeffizienten liefern. 3)

In diesem Zusammenhang wurde bereits hervorgehoben, dass die Natur, bzw. die L ä n g e d e r R e i h e den Anwendungsbereich der Rangkorrelation eine weitere Grenze setzt. "Spearman's formula is usually considered inaccurate for values of N less than 15 or 20, and may lead to laborious computation of N is too large, say N 30". 4) Walker vertritt im Prinzip

---

1) F. Krueger und C. Spearman: Die Korrelation zwischen verschiedenen geistigen Leistungsfähigkeiten, Zts. für Psychologie, Bd. 44, Leipzig 1907, S. 54
2) ebenda, S. 74
3) B. Kern: Wirkungsformen der Uebung, Münster i.Westf. 1930, S. 31

die gleiche Ansicht: "The difficulty of assigning ranks is prohibitive when the group is large, and such data would not usually be obtainable for N larger than 25 or 30". "But for very small groups, no estimate of correlation is very reliable, anyway". 1) Die Anwendung der Rangkorrelation an Reihen über 30 Gliedern wird demnach im allgemeinen abgelehnt.

Der Haupteinwand, der immer wieder gegen Spearmans Methode erhoben wird, richtet sich fast ausschliesslich gegen die Eigenart der Formel, die lediglich die der Rangordnung zugrunde liegenden Differenzen berücksichtigt, oder mit anderen Worten: die absoluten Wertunterschiede zwischen den einzelnen Gliedern bleiben vollständig unberücksichtigt, da durch die Rangbildung ein g l e i c h m ä s s i g e r Abstand von Glied zu Glied vorgetäuscht wird, der in Wirklichkeit selten oder gar nicht vorkommt. Es erhebt sich somit die Forderung, die Rangkorrelation nur dann sinnvoll anzuwenden, wenn die Differenzen von Glied zu Glied annähernd gleiche Abstände aufweisen. Derart harmonisch fortschreitende Reihen sind Idealtypen, die den Gebrauch der Rangkorrelation durchaus rechtfertigen.

Eine andere Frage, die der Abklärung bedarf, ist die, wie stark der Rangkorrelationskoeffizient beeinflusst wird, wenn ausnahmsweise eine m e h r f a c h e B e s e t z u n g v o n R a n g p l ä t z e n vorkommt. In der Praxis lässt sich diese Eigenart hin und wieder umgehen: 1. Durch Rückgriff auf die absoluten Zahlen, oder 2. durch Berechnung der Dezimalstellen. Sobald eine dieser Möglichkeiten vorliegt, ist es leicht, die Rangstelle für jedes Reihenglied zu ermitteln.

Wenn in einer Reihe mehrere identische Grössenwerte vorkommen, numeriert man fortlaufend alle Glieder der Grösse nach und bestimmt für die gleichwertigen Glieder den mittleren Rangplatz. - Das Problem der mehrfachen Besetzung von Rangstellen und deren mögliche Vermeidung soll an einem konkreten Beispiel dargelegt werden. Die untenstehenden absoluten Zahlen und die entsprechenden Promille der eheschliessenden Frauen von 40

---

1) H.M. Walker: Elementary Statistical Methods, New York 1943, S. 243/44

und mehr Jahren bezogen auf das Gesamttotal der eheschliessenden Frauen wurden dem statistischen Jahrbuch 1949 entnommen. (In der Tabelle 1 ist das Vorhandensein identischer Werte durch (*) gekennzeichnet.)

Tabelle 1

Jahre:	°/oo	Eheschl.ledige Frauen v.40 u. mehr Jahren	Total der eheschliessenden ledigen Frauen
1876/80	51	966	18800
1881/90	38	700	18306
1891/00	28	606	21517
1901/10	26*	634	24399
1911/20	27*	653	23875
1921/30	26*	717	27412
1931/40	27*	784	28758
1941/45	34	1106	32594
1946/50	40	1370	34507

Bei den direkt aus dem statistischen Jahrbuch übernommenen Promillezahlen stellt sich unmittelbar das Problem der mehrfachen Besetzung von Rangplätzen. Da es sich um auf- oder abgerundete Zahlenwerte handelt, verschwinden durch die Berechnung der Dezimalstellen die identischen Rangziffern und die an die natürliche Beschaffenheit der Reihe anknüpfende Rangordnung bereitet keine Schwierigkeiten mehr.

Tabelle 2

°/oo ohne Dezimal-Stelle	Rang	°/oo mit Dezimal-Stelle	Rang
51	1	51	1
40	2	40	2
38	3	38	3
34	4	34	4
28	5	28	5
27	6.5	27.3	6
27	6.5	27.2	7
26	8.5	26.1	8
26	8.5	25.9	9

1) Statistisches Jahrbuch der Schweiz 1950, S.50

Im folgenden ist das Ausmass der Korrelationsveränderung, bzw. das unterschiedliche Ergebnis der Koeffizienten zu untersuchen, wenn einerseits die in unveränderter Form übernommenen, oder andererseits die korrigierten Promillezahlen der Rangkorrelation zugrunde gelegt werden. Um das Problem praktisch überprüfen zu können, werden die entsprechenden Promille der eheschliessenden Frauen mit denjenigen der eheschliessenden Männer von 40 und mehr Jahren korreliert.

Zusammenhang zwischen eheschliessenden ledigen Männern und Frauen von 40 und mehr Jahren zwischen 1876-1949.

a. Berechnung o h n e Elimination der Werte, die den gleichen Rang besitzen:

Jahre:	°/oo eheschl. led.Frauen v.40 u. mehr	°/oo eheschl. led.Männer v.40 u.mehr	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
1876/80	51	71	1	1	o	o
1946/50	40	54	2	3	-1	1
1881/90	38	58	3	2	1	1
1941/45	34	49	4	4	0	0
1891/90	28	46	5	5	0	0
1911/10	27	43	6.5	7	-0.5	0.25
1931/40	27	38	6.5	9	-2.5	6.25
1901/10	26	40	8.5	8	0.5	0.25
1921/30	26	45	8.5	6	2.5	6.25
						15.00

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 15}{9 \times 80} = 1 - \frac{90}{720} = 1 - 0.125 = 0.875$$

b. Berechnung u n t e r Elimination der Werte, die den gleichen Rang besitzen:

Jahre:	°/oo eheschl. led. Frauen v. 40 u. mehr	°/oo eheschl. led. Männer v. 40 u. mehr	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
1876/80	51	71	1	1	0	0
1946/50	40	54	2	3	-1	1
1881/90	38	58	3	2	1	1
1941/45	34	49	4	4	0	0
1891/00	28	46	5	5	0	0
1911/20	27.3	43	6	7	-1	1
1931/40	27.2	38	7	9	-2	4
1901/10	26.1	40	8	8	0	0
1921/30	25.9	45	9	6	3	9
						16

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 16}{9 \times 80} = 1 - \frac{96}{720} = 1 - 0.133 = 0.867$$

Die Differenz der beiden Resultate beträgt 0.008 und ist so verschwindend klein, dass das Problem der mehrfachen Besetzung von Rangplätzen kaum einen erst zu nehmenden Faktor darstellt.

*

Methodisch recht interessant ist das P r o b l e m d e r N u l l e n, d.h. die Abklärung der Frage, ob das Verbleiben der Nullwerte in der Rangkolonne berechtigt ist. - Um das Experiment recht anschaulich zu gestalten, erfolgt die Berechnung des Korrelationskoeffizienten an praktischen Beispielen zunächst unter Berücksichtigung der Nullwerte und gleich anschliessend ohne deren Berücksichtigung.

Rangordnung der prozentualen Zunahme der Bevölkerung seit 1850 nach Kantonen im Jahre 1900 und 1941. 1)

A. Korrelationsberechnung m i t Nullen:

Kt.	1900	1941	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
BS	378	571	1	1	0	0
GE	207	273	2	2	0	0
NE	178	167	3	12	-9	81
ZH	172	269	4	3	1	1
SG	148	169	5	10	-5	25
SO	145	222	6	4	2	4
ZG	144	210	7	5	2	4
BL	143	197	8	6	2	4
UR	142	196	9	7	2	4
VD	141	172	10	9	1	1
VS	140	182	11	8	3	9
BE	129	159	12	13	-1	1
FR	128	152	13	17	-4	16
TG	127	155	14	14	0	0
AR	126	103	15	25	-10	100
SZ	125	151	16	18	-2	4
AI	120	119	17	23	-6	36
LU	119	168	18	11	7	49
TI	118	137	19	21	-2	4
SH	117	153	20	16	4	16
GR	116	143	21	20	1	1
NW	115	154	22	15	7	49
OW	111	147	23	19	4	16
GL	107	115	24	24	0	0
AG	103	135	25	22	3	9
						434

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 434}{25 \times 624} = 1 - \frac{2604}{15600} = 1 - 0{,}167 = 0{,}833$$

1) Stat. Jahrbuch der Schweiz, 1948, S. 10 (Absolute Zahlen)

B. Korrelationsberechnung o h n e Nullen:

Kt.	1900	1941	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
NE	178	167	1	10	-9	81
ZH	172	269	2	1	1	1
SG	148	169	3	8	-5	25
SO	145	222	4	2	2	4
ZG	144	210	5	3	2	4
BL	143	197	6	4	2	4
UR	142	196	7	5	2	4
VD	141	172	8	7	1	1
VS	140	182	9	6	3	9
BE	129	159	10	11	-1	1
FR	128	152	11	14	-3	9
AR	126	103	12	21	-9	81
SZ	125	151	13	15	-2	4
AI	120	119	14	20	-6	36
LU	119	168	15	9	6	36
TI	118	137	16	18	-2	4
SH	117	153	17	13	4	16
GR	116	143	18	17	1	1
NW	115	154	19	12	7	49
OW	111	147	20	16	4	16
AG	103	135	21	19	2	4
						390

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 390}{21 \times 440} = 1 - \frac{2340}{9240} = 1 - 0{,}228 =$$

$$0{,}772$$

Durch die Elimination der vier Nullen aus der Rangkolonne wird der Koeffizient um 0,061 kleiner. Die Abweichung ist relativ klein, weil die Zahl der Nullen bezogen auf die gesamte Gliederzahl bloss ca. 16 o/o ausmacht.

Wie verhält es sich nun, wenn gleich sechs Nullen aus einer 17-gliedrigen Reihe ausgestossen werden? - Der folgende Versuch soll die Antwort geben.

Rangordnung der schweizerischen Bevölkerung nach Altersklassen im Jahre 1860 und 1941. 1)

A. Korrelationsberechnung m i t Nullen:

Altersklassen:	°/oo 1860	°/oo 1941	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
0 - 4	110	72	1	9	-8	64
15 - 19	97	80	2	3	-1	1
10 - 14	93	76	3	5.5	-2.5	6.25
5 - 9	92	74	4	8	-4	16
20 - 24	91	76	5	5.5	-0.5	0.25
25 - 29	80	78	6	4	2	4
30 - 34	77	84	7	1	6	36
35 - 39	69	81	8	2	6	36
40 - 44	60	75	9	7	2	4
45 - 49	54	65	10	10	0	0
50 - 54	50	56	11	11	0	0
55 - 59	43	52	12	12	0	0
60 - 64	33	46	13	13	0	0
65 - 69	22	37	14	14	0	0
70 - 74	16	24	15	15	0	0
75 - 79	8	15	16	17	-1	1
80 u.mehr	5	19	17	16	1	1
						169.50

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 169.5}{17 \times 288} = 1 - \frac{1017}{4896} = 1 - 0.207 = 0.793$$

B. Korrelationsberechnung o h n e Nullen:

0 - 4	110	72	1	9	-8	64
16 - 19	97	80	2	3	-1	1
10 - 14	93	76	3	5.5	-2.5	6.25
5 - 9	92	74	4	8	-4	16
20 - 24	91	76	5	5.5	-0.5	0.25
25 - 29	80	78	6	4	2	4
30 - 34	77	84	7	1	6	36
35 - 39	69	81	8	2	6	36
40 - 44	60	75	9	7	2	4
75 - 79	8	15	10	11	-1	1
80 u.mehr	5	19	11	10	1	1
						169.50

1) Stat. Jahrbuch der Schweiz 1948, S. 21

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 169{,}5}{11 \times 120} = 1 - \frac{1017}{1320} = 1 - 0{,}770 =$$

$$0{,}230$$

Das zweite Korrelationsbeispiel weist rund 35 % Nullen auf. Die Berechnung von ρ an der ursprünglichen und der um die Nullen gekürzte Rangkolonne ergab eine Differenz von 0,563.

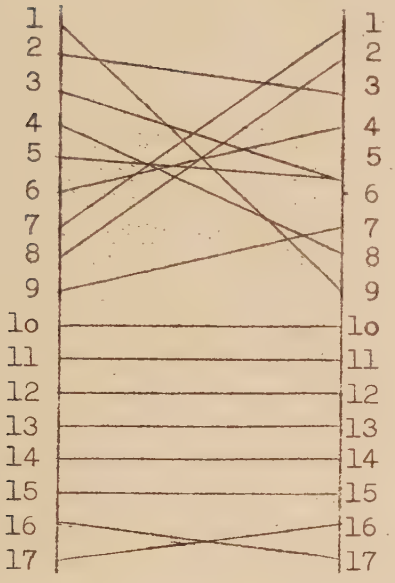
Auf Grund der beiden hier angeführten Beispiele wäre es verfehlt die Regel aufzustellen, dass mit zunehmender Nullenzahl, bzw. deren Elimination, der Korrelationskoeffizient p r o p o r t i o n a l fällt. Hingegen scheint mit ziemlich grosser Wahrscheinlichkeit festzustehen, dass durch das Ausscheiden der Nullen aus der Rangordnung der Koeffizient stets ungünstiger wird: eine Beobachtung, die sämtliche angestellten Versuche bestätigen. Wenn demzufolge der Korrelationskoeffizient durch die Elimination der Nullen im negativen Sinn beeinflusst wird, dürfte die in methodischer Hinsicht berechtigte Frage über das Nullproblem kaum von praktischer Bedeutung sein.

Trotz alledem waren die Experimente nicht nutzlos, wie es bei oberflächlicher Betrachtung den Anschein erwecken könnte. Die Versuche, die das Nullproblem zum Gegenstand hatten, liefern einen stichhaltigen Beweis dafür, dass die L ä n g e d e r R e i h e den Anwendungsbereich der Rangkorrelation wesentlich begrenzt und ihre Zuverlässigkeit beträchtlich reduziert.

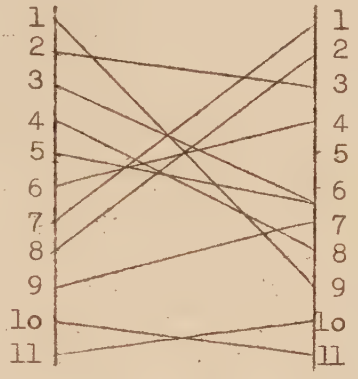
Ein Blick auf die graphische Darstellung genügt um zu erkennen, wie empfindlich starke Rangdifferenzen den Korrelationskoeffizienten beeinflussen.

Graphische Darstellung von $\varrho = 0.793$ und $\varrho = 230$

$\varrho = 0.793$
$wF(\varrho) = 0.06$



$\varrho = 0.230$
$wF(\varrho) = 0.20$



Der Koeffizient der 17-gliedrigen Reihe bleibt trotz der erheblichen Streuung (die maximale Differenz beträgt 8 Ränge) recht ansprechend und darf wissenschaftlich verwertet werden, denn der wahrscheinliche Fehler ist rund 13 mal kleiner als ϱ.

$$wF(\varrho) = 0.706 \frac{1 - 0.793^2}{\sqrt{17}} = \frac{0.371}{4.12} = 0.06$$

Der Koeffizient $\varrho = 0.230$, berechnet an der 11-gliedrigen Reihe, ist praktisch nicht brauchbar und die Unzulänglichkeit der Rangkorrelation an kurzen Reihen mit sehr grosser Dispersion wird somit klar bewiesen. Der wahrscheinliche Fehler bestätigt die Richtigkeit dieser Aussage, denn das von Krueger und Spearman geforderte minimale Verhältnis wird nicht erreicht; $wF(\varrho) = 0.20$.

P R A K T I S C H E R T E I L

1. Einleitung.

Der vorangehende Teil legte kurz dar, warum hier versucht wird, die Rangkorrelation auf ein weiteres Gebiet anzuwenden, nämlich auf rein wirtschaftliche und gesellschaftliche Probleme und sogar auf kulturelle und naturwissenschaftliche (Meteorologie), die im Zusammenhang damit stehen: nicht bloss auf Psychologie und Pädagogik, wie es bisher allgemein üblich war. Damit erstreben wir ein möglichst umfassendes und wirklichkeitsgetreues Bild; es besteht nämlich eine Gefahr für den Statistiker, dass er nur diejenigen Beispiele auswählt, die gerade passen und ungenügende Aufmerksamkeit denjenigen schenkt, die zur Theorie im Gegensatz stehen. Der Praktiker hat es aber nicht mit einer Auswahl aus der Wirklichkeit, sondern mit der gesamten Wirklichkeit zu tun und aus diesem Grunde verzichten wir auf jene b e w u s s t e Ausscheidung, weil nur so gezeigt werden kann, wo die Spearman'sche Korrelation mit Nutzen und Vorteil angewandt werden kann und in welchen Fällen ihre Anwendung unbrauchbar oder geradezu sinnwidrig ist.

Es folgen nun die konkreten Darlegungen und der Nachweis der Anwendbarkeit der Rangkorrelation auf dem Gebiet der Bevölkerungs-, Wirtschafts- und Kulturstatistik.

2. Bevölkerungsstatistik.

Die Evolution und die strukturellen Veränderungen der Bestandsmassen einerseits und der Bewegungsmassen andererseits richtig zu erkennen und die sich daraus ergebenden Schluss-

folgerungen zu ziehen, ist die Aufgabe des vorliegenden Kapitels. Das wichtigste Unterscheidungsmerkmal der beiden Begriffe, Bevölkerungsstand und Bevölkerungsbewegung, gründet auf der allgemein anerkannten Tatsache, dass die Bestandsmassen eine verhältnismässig grössere Stabilität aufweisen und im Laufe der Zeit geringeren Wandlungen unterworfen sind als die Bewegungsmassen.1)

"Auf den Umstand, dass die Bewegungserscheinungen mit ihrem Eintritt den Gesamtbestand der Bevölkerung quantitativ oder nur qualitativ ändern, gründet sich die Hauptgliederung der Statistik der Bevölkerungsbewegung in die Statistik des Bevölkerungswechsels und der Bevölkerungsentfaltung.

Bevölkerungswechsel ist der Inbegriff der Bewegungserscheinungen der Bevölkerung, welche den Bevölkerungsstand quantitativ beeinflussen. Bevölkerungsentfaltung ist der Inbegriff der Bewegungserscheinungen, welche den Bevölkerungsstand qualitativ beeinflussen". 2)

Unter dem Begriff: Bevölkerungswechsel entfallen die Geburten, Sterbefälle und Wanderungen und unter den Begriff: Bevölkerungsentfaltung die Eheschliessungen, Ehelösungen und Erkrankungen.

Es soll vorerst der Grad des Beharrungsvermögens und das allen Bestandsmassen eigentümliche Trägheitsprinzip mit Hilfe der Rangkorrelation nachgeprüft werden.

---

1) H. Schorer, Statistik, S. 43

2) G.v.Mayr: Bevölkerungsstatistik, 6. Abt. Freiburg i.B., Leipzig und Tübingen 1897, S. 158/59

Rangordnung der Wohnbevölkerung in °/oo nach Kantonen im Jahre 1860 und 1941. 1)

Tabelle 1.

Kt.	1860	1941	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
BE	186	171	1	1	0	0
ZH	106	158	2	2	0	0
VD	85	80	3	3	0	0
AG	78	63	4	5	-1	1
SG	72	67	5	4	1	1
LU	51	48	6	6	0	0
TI	46	38	7	9	-2	4
FR	42	35.7	8	11	-3	9
VS	36.3	35	9	12	-3	9
GR	36.2	30	10	14	-4	16
TG	36	32	11	13	-2	4
NE	35	28	12	15	-3	9
GE	33	41	13	7	6	36
SO	28	36.3	14	10	4	16
BL	21	22	15	16	-1	1
AR	19	11	16	19	-3	9
SZ	18	16	17	17	0	0
BS	16	40	18	8	10	100
SH	14	13	19	18	1	1
GL	13	8	20	21	-1	1
ZG	8	9	21	20	1	1
UR	5.8	6	22	22	0	0
OW	5.3	5	23	23	0	0
AI	4.8	3	24	25	-1	1
NW	4.6	4	25	24	1	1
						220

$$\varrho = 1 - \frac{6 \times 220}{25 \times 624} = 1 - \frac{1320}{15600} = 1 - 0.084 = 0.916$$

Die Rangordnung der Wohnbevölkerung nach den einzelnen Kantonen veranschaulicht die im Prinzip ruhige Entwicklung zwischen 1860 und 1941. In sieben Kantonen ist überhaupt keine Rangverschiebung eingetreten und nur die Kantone

1) Eidg. Volkszählung 1941, S. 4 (absolute Zahlen)

Basel-Stadt und Genf erfuhren überdurchschnittliche Abweichungen, hervorgerufen durch das unverhältnismässig rapide Ansteigen ihrer Bevölkerung. Im weiteren verdienen die Kantone Graubünden und Solothurn gewisse Beachtung; ihre Entwicklung nahm einen typischen proportional entgegengesetzten Verlauf.

*

Die unmittelbare Gegenüberstellung der Wohnbevölkerung und der Zahl der bewohnten Häuser gestattet interessante Vergleichsmöglichkeiten. (Tabelle 2 & 3). Ausser dem Kanton Luzern, der etwas aus dem Gesamtrahmen herausfiel, dürfen die anno 1860 bestandenen gesamtschweizerischen Verhältnisse als durchaus normal und ausgeglichen bezeichnet werden.

Im Jahre 1941 sind gewisse Verschiebungen eingetreten. Die beiden Städtekantone Basel und Genf mit ihren, der natürlichen Ausdehnungsmöglichkeit gesetzten Grenzen, lassen erkennen, dass die immer mehr um sich greifende Wohnungsnot in wirtschaftlicher, sozialer und kultureller Hinsicht schwerlösbare Probleme stellt oder in absehbarer Zukunft stellen wird. Unter dem rein wirtschaftlichen Gesichtspunkt betrachtet, zwingt das Problem der Wohnungsnot zu einer Abkehr von der herkömmlichen Bauweise. Das Ein- und Zweifamilienhaus verliert mehr und mehr seine Vormachtstellung und wird verdrängt durch die sog. Mietskasernen und Hochhäuser, die dem Stadtbild ein ganz neues und "modernes" Gepräge geben.

In den ländlichen Kantonen ist im Grossen und Ganzen keine bemerkenswerte Strukturänderung eingetreten. Ausser den bereits genannten Kantonen Genf und Basel-Stadt nimmt der Kanton Thurgau eine gewisse Sonderstellung ein. Das Verhältnis zwischen der Zahl der bewohnten Häuser und der Wohnbevölkerung ist ein äusserst gutes.

Vom Wert der Korrelationskoeffizienten selbst war nicht direkt, sondern nur indirekt die Rede; sie weisen durchwegs auf sehr enge Zusammenhänge hin; doch erschöpft ihr absoluter Wert nicht

Rangordnung der Wohnbevölkerung und der bewohnten Häuser nach Kantonen im Jahre 1860.

Tabelle 2.

Kt.	Wohnbev. 1860[1]	Häuser 1860[2]	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
BE	467'141	92'154	1	1	0	0
ZH	266'265	56'307	2	2	0	0
VD	213'157	46'622	3	3	0	0
AG	194'208	36'846	4	5	-1	1
SG	180'411	39'790	5	4	1	1
LU	130'504	23'712	6	10	-4	16
TI	117'759	25'557	7	6	1	1
FR	105'523	20'898	8	8	0	0
VS	90'792	18'840	9	11	-2	4
GR	90'713	20'874	10	7	3	9
TG	90'080	19'402	11	9	2	4
NE	87'369	18'608	12	13	-1	1
GE	82'876	18'558	13	15	-2	4
SO	69'263	13'980	14	12	2	4
BL	51'582	9'468	15	16	-1	1
AR	48'431	13'239	16	14	2	4
SZ	45'039	8'869	17	17	0	0
BS	40'683	12'551	18	20	-2	4
SH	35'500	7'766	19	19	0	0
GL	33'363	7'856	20	18	2	4
ZG	19'608	3'634	21	21	0	0
UR	14'741	3'124	22	22	0	0
OW	13'799	3'239	23	23	0	0
AI	12'000	3'159	24	24	0	0
NW	11'339	3'052	25	25	0	0
						61

$$\varrho = 1 - \frac{6 \times 61}{25 \times 624} = 1 - \frac{366}{15600} = 1 -$$

$$0.023 = \underline{0.977}$$

1) Eidg. Volkszählung 1941, S. 2

2) ebenda, S. 4

Rangordnung der Wohnbevölkerung und der bewohnten Häuser nach Kantonen im Jahre 1941.

Tabelle 3.

Kt.	Wohnbev. 1941[1]	Häuser 1941[2]	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
BE	728'916	105'603	1	1	0	0
ZH	674'505	81'643	2	2	0	0
VD	343'398	48'286	3	3	0	0
SG	286'201	44'165	4	5	-1	1
AG	270'363	44'575	5	4	1	1
LU	206'608	22'794	6	8	-2	4
GE	174'855	16'660	7	14	-7	49
BS	169'961	18'423	8	13	-5	25
TI	161'882	30'662	9	6	3	9
SO	154'944	22'311	10	9	1	1
FR	152'053	21'477	11	11	0	0
VS	148'319	21'477	12	10	2	4
TG	138'122	23'927	13	7	6	36
GR	128'247	20'883	14	12	2	4
NE	117'900	14'390	15	16	-1	1
BL	94'459	16'046	16	15	1	1
SZ	66'555	9'121	17	18	-1	1
SH	53'772	8'785	18	19	-1	1
AR	44'756	9'432	19	17	2	4
ZG	36'643	4'502	20	21	-1	1
GL	34'771	7'506	21	20	1	1
UR	27'302	3'551	22	22	0	0
OW	20'340	3'152	23	23	0	0
NW	17'348	2'241	24	25	-1	1
AI	13'383	2'292	25	24	1	1
						146

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 146}{25 \times 624} = 1 - \frac{876}{15600} = 1 - 0.056 =$$

$$0.944$$

1) Eidg. Volkszählung 1941, S. 2

2) ebenda, S. 4

ihre volle Bedeutung. Bei S t r u k t u r - a n a l y s e n kommt hinzu, dass die r e l a - t i v e Grösse, im Sinne eines Mehr oder Weniger, von Wichtigkeit ist; die Rangkorrelation ist in dieser Hinsicht ein r e c h t z u v e r - l ä s s i g e s F e s t s t e l l u n g s m i t - t e l.

Wenn der Korrelationskoeffizient zwischen zwei Phänomenen im Jahre 1850 beispielsweise 0.35 und 1950 0.40 beträgt, schliessen wir daraus, dass, trotz seiner geringen absoluten Höhe, eine gewisse Verbesserung eingetreten ist.

*

In den folgenden Ausführungen ist die Frage zu untersuchen, ob die Verteilung der Ausländer nach Kantonen im Laufe der Zeit eine wesentliche Aenderung erfahren hat, oder ob die Verhältnisse einst und jetzt stabil oder annähernd stabil geblieben sind.

Weitgehende Rangverschiebungen sind nicht eingetreten, denn die relative Zu- oder Abnahme der in den einzelnen Kantonen ansässigen Ausländer ist in der Regel von geringfügiger Natur. Die Korrelation der G e s a m t m a s s e aller Ausländer in der Schweiz anno 1860 und 1941 ergibt einen sehr hohen Korrelationskoeffizienten von $\rho = 0.908$. Der aufschlussreichste Vergleich besteht zwischen dem Maximum, das 1910 erreicht wurde, und der heutigen Lage. (Vergl. Tab. 4) Damit ist aber noch keineswegs bewiesen, dass dies auch für die T e i l m a s s e n (Zahl der Italiener, Deutschen, Franzosen etc.) zutrifft. "Die Beziehung der Gesamtmasse zu den Teilmassen ist von der Gleichartigkeit abhängig, die das gemeinsame Band ist, das die statistischen Einheiten zusammenschliesst. Aus einer Teilmasse als solcher Kenntnisse gewinnen zu wollen, die für die gesamte Masse gelten, ist immer eine wissenschaftlich bedenkliche Sache".1)

---

1) H. Schorer, Statistik, S. 42

Rangordnung der Ausländer nach Kantonen im Jahre 1910 und 1941.1)

Tabelle 4.

Kt.	1910	1941	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
ZH	102053	37946	1	1	0	0
GE	62611	27272	2	3	-1	1
SG	53171	17905	3	5	-2	4
BS	51101	14928	4	6	-2	4
VD	45584	20440	5	4	1	1
TI	43983	29039	6	2	4	16
BE	35053	11796	7	7	0	0
TG	25664	8083	8	9	-1	1
GR	20091	9479	9	8	1	1
AG	18235	7494	10	10	0	0
NE	14454	4721	11	13	-2	4
VS	14320	4093	12	15	-3	9
LU	11798	5583	13	11	2	4
BL	10812	5125	14	12	2	4
SH	10757	3776	15	16	-1	1
FR	7300	2899	16	17	-1	1
SO	7230	4296	17	14	3	9
AR	3985	1241	18	21	-3	9
SZ	3982	2169	19	18	1	1
ZG	3053	1700	20	19	1	1
GL	2795	1682	21	20	1	1
UR	1548	740	22	22	0	0
OW	811	528	23	23	0	0
NW	754	408	24	24	0	0
AI	463	211	25	25	0	0
						72

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 72}{25 \times 624} = 1 - \frac{432}{15600} = 1 - 0.027 =$$

$$0.973$$

1) Eidg. Volkszählung 1941, S. 15

Rangordnung der Italiener nach Kantonen in den Jahren 1860/1930 und 1860/1941.[1)]

Tabelle 5.

Kt.	1860	1930	1941	u	v	v'	(u-v)	$(u-v)^2$	(u-v')	$(u-v')^2$
TI	6429	29773	26160	1	1	1	0	0	0	0
VD	1646	14103	10266	2	3	3	-1	1	-1	1
GE	1478	12704	9357	3	4	4	-1	1	-1	1
GR	1199	8032	5812	4	5	5	-1	1	-1	1
VS	1188	4518	2863	5	8	8	-3	9	-3	9
NE	532	3600	2415	6	10	11	-4	16	-5	25
FR	298	1277	985	7	19	18	-12	144	-11	121
BE	278	5343	3860	8	7	7	1	1	1	1
SG	233	6057	4873	9	6	6	3	9	3	9
ZH	186	16082	11351	10	2	2	8	64	8	64
AR	74	543	365	11	23	22	-12	144	-11	121
LU	47	3337	2460	12½	11	10	1.5	2.25	2.5	6.25
SZ	47	1333	901	12½	17	19	-4.5	20.25	-6.5	42.25
OW	43	559	210	14	22	23	-8	64	-9	81
ZG	35	1028	757	15	20	20	-5	25	-5	25
TG	29	2783	2115	16	13	13	3	9	3	9
BS	27	3243	2518	17	12	9	5	25	8	64
AG	14	3736	2301	18	9	12	9	81	6	36
SH	12	1302	1070	19	18	17	1	1	2	4
GL	10	1989	1111	20	16	16	4	16	4	16
SO	7	2772	2106	21½	14	14	7.5	56.25	7.5	56.25
NW	7	240	106	21½	24	24	-2.5	6.25	-2.5	6.25
UR	6	658	545	23	21	21	2	4	2	4
BL	3	2004	1372	24	15	15	9	81	9	81
AI	-	74	63	25	25	25	0	0	0	0
								781.-		784.-

$$\varrho = 1 - \frac{6 \times 781}{25 \times 624} = 1 - \frac{4686}{15600} = 1 - 0.300 = \underline{0.700}$$

$$\varrho' = 1 - \frac{6 \times 784}{25 \times 624} = 1 - \frac{4704}{15600} = 1 - 0.301 = \underline{0.699}$$

1) Eidg. Volkszählung 1941, S. 26

Aus diesem Grunde wurde mittels der Rangkorrelation der Nachweis geliefert, dass der Versuch, von der Teilmasse auf die Gesamtmasse schliessen zu wollen, eine recht problematische

Rangordnung der Franzosen nach Kantonen im Jahre 1860 und 1941.

Tabelle 6.

Kt.	1860	1941	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
GE	24272	11692	1	1	0	0
VD	6353	3906	2	2	0	0
BE	5417	1795	3	3	0	0
NE	4832	1260	4	5	-1	1
BS	1446	1403	5	4	1	1
VS	1397	572	6	9	-3	9
FR	945	820	7	7	0	0
SO	403	232	8	10	-2	4
ZH	373	836	9	6	3	9
BL	326	753	10	8	2	4
SG	213	166	11	12	-1	1
AG	139	211	12	11	1	1
LU	119	153	13	13	0	0
TG	60	138	14	14	0	0
GR	50	68	15	16	-1	1
TI	48	134	16	15	1	1
GL	40	11	17	22.5	-5.5	30.25
SH	30	57	18	17	1	1
SZ	28	26	19	18	1	1
AR	19	12	20	21	-1	1
ZG	9	22	21	19	2	4
NW	7	11	22	22.5	-0.5	0.25
UR	6	2	23	24	-1	1
OW	1	16	24.5	20	4.5	20.25
AI	1	-	24.5	25	-0.5	0.25
						91.-

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 91}{25 \times 624} = 1 - \frac{546}{15600} = 1 - 0.035 =$$

$$0.965$$

Rangordnung der Deutschen nach Kantonen im Jahre 1860 und 1941.

Tabelle 7.

Kt.	1860	1941	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
BS	9966	9208	1	3	-2	4
ZH	8691	20450	2	1	1	1
SG	4569	10975	3	2	1	1
BE	3041	4382	4	5	-1	1
NE	2982	620	5	19	-14	196
AG	2737	4349	6	6	0	0
TG	2705	5485	7	4	3	9
VD	2134	2158	8	11	-3	9
GE	1991	2092	9	12	-3	9
SH	1950	2405	10	9	1	1
BL	1551	2763	11	8	3	9
GR	939	2842	12	7	5	25
LU	774	2389	13	12	1	1
SO	735	1604	14	14	0	0
AR	693	777	15	16	-1	1
FR	573	686	16	18	-2	4
GL	532	452	17	20	-3	9
SZ	396	1080	18	15	3	9
ZG	392	734	19	17	2	4
VS	187	372	20	21	-1	1
AI	80	130	21	25	-4	16
UR	57	163	22	24	-2	4
TI	50	1790	23	13	10	100
OW	35	233	24	22	2	4
NW	32	180	25	23	2	4
						422

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 422}{25 \times 624} = 1 - \frac{2532}{15600} = 1 - 0.162 =$$

$$0.838$$

Angelegenheit ist! – Wenn man die Korrelation der Teilmasse, Italiener, ($\rho = 0.699$) oder die Teilmasse, Franzosen, ($\rho = 0.965$) als repräsentative betrachten wollte, bekäme man so oder anders ein ungenaues oder gar falsches Bild. Selbst das arithmetische Mittel aus den Korrelationskoeffizienten aller Teilmassen kann nicht vollauf

befriedigen; der Durchschnitt beträgt C.834.

Der Leser mag sich die berechtigte Frage stellen, ob es nicht sinnlos ist, dem Jahr 1860 das Kriegsjahr 1941 gegenüber zu stellen, da doch ein Grossteil der Ausländer dem Ruf des Vaterlandes folgend in die Heimat zurückzukehren gezwungen wurde. Wir haben diese Bedenken in Erwägung gezogen und Korrelationsuntersuchungen angestellt zwischen 1860 und 1930. Die Abweichung der entsprechenden Korrelationskoeffizienten war jeweils so gering, dass demzufolge der Krieg keine wesentliche Aenderung herbeigeführt hat. (Vergl. Tabelle 5, ϱ und ϱ').

Eine spezifische Eigenart in der Verteilung der Italiener nach Kantonen weist das Jahr 1860 auf. Es ist schwer zu entscheiden, ob ausschliesslich der Zufall die Verantwortung trägt, dass sämtliche Kantone der französisch sprechenden Schweiz in den ersten sieben Rängen anzutreffen sind. Der Einfluss des Zufalls ist bestimmt nicht von der Hand zu weisen; daneben können mit Recht andere Motive geltend gemacht werden. Sofern der Italiener nicht nur aus beruflichen und finanziellen, sondern auch aus sprachlichen Gründen im Ausland Anstellung sucht, wird er wahrscheinlich die französische Schweiz bevorzugen, wo es im Gegensatz zur deutschen Schweiz keinen Unterschied zwischen Umgangs- und Schriftsprache gibt.

*

Im Anschluss an die im Zusammenhang aufgegriffene Frage über das Verhältnis der Gesamtmasse zu den Teilmassen, leiten wir nun über zu den eigentlichen Bewegungsmassen.

Einen gewaltigen, ja geradezu aussergewöhnlichen Rückgang weist die Säuglingssterblichkeit auf, wohl einer der schönsten Erfolge der modernen Medizin durch angepasste Ernährung und durch wirksame Bekämpfung der Infektionskrankheiten.

Die Erfolge waren bis 1905 eher bescheiden; 1920/1925 dagegen liegen schon weit bessere Ergebnisse vor und in jüngster Zeit erfuhr die Säuglingssterblichkeit durch die aufsehenerregenden chemischen Heilmittel nochmals ein fast plötzliches Absinken.

Rangordnung der im ersten Lebensjahr Gestorbenen nach Monaten 1881/85 und 1901/05. 1)

Tabelle 8.

Monate	1881/85	1901/05	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Aug.	1443	1293	1	1	0	0
März	1358	1221	2	2	0	0
Juli	1272	1040	3	7	-4	16
April	1253	1149	4	4	0	0
Jan.	1239	1076	5	6	-1	1
Mai	1197	1038	6	8	-2	4
Sept.	1164	1186	7	3	4	16
Febr.	1160	1082	8	5	3	9
Juni	1101	926	9	10	-1	1
Okt.	1020	985	10	9	1	1
Dez.	1013	920	11	11	0	0
Nov.	899	887	12	12	0	0
						48

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 48}{12 \times 143} = 1 - \frac{288}{1716} = 1 - 0.167 = 0.883$$

Rangordnung der im ersten Lebensjahr Gestorbenen nach Monaten 1881/85 und 1921/25.

Tabelle 9.

Monate	1881/85	1921/25	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Aug.	1443	357	1	9	-8	64
März	1358	515	2	1	1	1
Juli	1272	367	3	8	-5	25
April	1253	469	4	4	0	0
Jan.	1239	476	5	3	2	4
Mai	1197	430	6	5	1	1
Sept.	1164	343	7	12	5	25
Febr.	1160	484	8	2	6	36
Juni	1101	385	9	7	2	4
Okt.	1020	350	10	11	-1	1
Dez.	1013	400	11	6	5	25
Nov.	899	356	12	10	2	4
						190

1) Bevölkerungsbewegung in der Schweiz 1945 - 1948, Heft 225, S. 47

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 190}{12 \times 143} = 1 - \frac{960}{1716} = 1 - 0.559 = 0.441$$

Rangordnung der im ersten Lebensjahr Gestorbenen nach Monaten 1881/85 und 1945.

Tabelle 10.

Monate	1881/85	1945	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Aug.	1443	266	1	10	-9	81
März	1358	347	2	2	0	0
Juli	1272	306	3	6	-3	9
April	1253	302	4	7	-3	9
Jan.	1239	378	5	1	4	16
Mai	1197	287	6	8	-2	4
Sept.	1164	226	7	12	-5	25
Febr.	1160	336	8	3	5	25
Juni	1101	285	9	9	0	0
Okt.	1020	308	10	5	5	25
Dez.	1013	318	11	4	7	49
Nov.	899	245	12	11	1	1
						244

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 244}{12 \times 143} = 1 - \frac{1464}{1716} = 1 - 0.853 = 0.147$$

Wir fassen die Ergebnisse der Tabellen 8 - 10 zusammen und stellen fest, dass die Säuglingssterblichkeit im Monat August stark zurückgegangen ist, was unmittelbar eine Verschiebung zur Folge hatte. Vom Strukturwandel wurden die einzelnen Monate verschieden stark berührt. Die Schwergewichtsverlagerung der Kindersterblichkeit auf die Monate Oktober bis März führte zu einer starken Abnahme der Relativzahlen der warmen Frühlings- und Sommermonate.

Hier bewährt sich die Rangkorrelation als Mittel der Strukturanalyse vorzüglich; das Sinken des Koeffizienten von 0.88 auf 0.15 zeigt, dass ein radikaler Wandel eingetreten ist. Der Koeffizient nimmt bis 1901/05 mässig, bis 1921/25 beträchtlich, bis 1945 geradezu stark ab.

*

Der Rückgang der Kindersterblichkeit in August des Jahres 1945 wurde weitgehend bedingt durch die relativ geringe Zahl der Lebendgeburten. Die Entwicklung in dieser Richtung setzte bereits in den Nachkriegsjahren 1921/25 ein, denn schon damals betrug die Abnahme gegenüber 1876/80 4 Rangstellen. (Tabellen 11 u. 12)

So wie die Dinge liegen, ist man geneigt anzunehmen, dass die Konzeptionen im Monat November wesentlich zurückgegangen sind. Der Grund der Zunahme der Geburten im Monat Februar ist der vermehrten Zeugungstätigkeit im Mai zuzuschreiben, beeinflusst durch die entsprechende Zurückhaltung im November.

Rangordnung der Lebendgeborenen nach Monaten 1876/80 u. 1921/25. 1).

Tabelle 11.

Monate	1876/80	1921/25	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
März	7579	7083	1	1	0	0
Mai	7533	6774	2	2	0	0
Juli	7507	6395	3	5	-2	4
Aug.	7440	6220	4	8	-4	16
Jan.	7396	6523	5	4	1	1
April	7395	6665	6	3	3	9
Sept.	7257	5965	7	9	-2	4
Juni	7220	6334	8	7	1	1
Okt.	7211	5861	9	11	-2	4
Dez.	7145	5939	10	10	0	0
Nov.	6996	5600	11	12	-1	1
Febr.	6963	6386	12	6	6	36
						76

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 76}{12 \times 143} = 1 - \frac{456}{1716} = 1 - 0.265 =$$

$$0.735$$

1) Bevölkerungsbewegung in der Schweiz 1945-48, Heft 225, S. 29

Rangordnung der Lebendgeborenen nach Monaten 1876/80 und 1945.

Tabelle 12.

Monate	1876/80	1945	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
März	7579	8138	1	1	0	0
Mai	7533	7515	2	2	0	0
Juli	7507	7410	3	6	-3	9
Aug.	7440	7051	4	9	-5	25
Jan.	7396	7667	5	4	1	1
April	7395	7891	6	3	3	9
Sept.	7257	7093	7	8	-1	1
Juni	7220	7044	8	10	-2	4
Okt.	7211	7173	9	7	2	4
Dez.	7145	7000	10	11	-1	1
Nov.	6996	6675	11	12	-1	1
Febr.	6963	7465	12	5	7	49
						104

$$\varrho = 1 - \frac{6 \times 104}{12 \times 143} = 1 - \frac{624}{1716} = 1 - 0.363 =$$

0,637

Die absoluten Zahlen der Tabelle 11 veranschaulichen recht deutlich, dass die Geburtenziffer im Durchschnitt der Jahre 1921/25 gegenüber 1876/80 erheblich gesunken ist; eine unmittelbare Folge des bewussten Willens zur Kleinhaltung der Familie. Inwieweit sich die eheliche Fruchtbarkeit gewandelt hat, und welche Veränderungen in den einzelnen Kantonen eingetreten sind, zeigen die folgenden Tabellen.

Rangordnung der ehelichen Fruchtbarkeit nach Kantonen in den Jahren 1871/80 und 1920.1)

Tabelle 13.

Kt.	1871/80	1920	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
UR	323.9	249.1	1	3	-2	4
OW	297.5	243.2	2	5	-3	9
NW	296.7	244.7	3	4	-1	1
FR	295.5	250.7	4	2	2	4
BL	293.9	155.5	5	16	-11	121
LU	285.4	189.9	6	9	-3	9
SO	281.6	181.6	7	12	-5	25
SZ	279.4	195.9	8	7	1	1
VS	277.4	253.4	9	1	8	64
AI	274.5	233.6	10	6	4	16
BE	274.2	170.7	11	13	-2	4
SH	262.4	152.2	12	17	-5	25
NE	262.0	119.5	13	22	-9	81
ZG	261.0	183.2	14	11	3	9
AG	259.1	185.7	15	10	5	25
TI	246.5	159.4	16	15	1	1
TG	244.6	143.6	17	19	-2	4
BS	239.6	90.7	18	24	-6	36
SG	238.5	161.7	19	14	5	25
AR	236.8	267.9	20	20	0	0
GR	231.5	191.3	21	8	13	169
VD	225.7	127.8	22	21	1	1
ZH	209.9	111.1	23	23	0	0
GL	195.1	150.0	24	18	6	36
GE	161.4	77.2	25	25	0	0
						670

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 670}{25 \times 624} = 1 - \frac{4020}{15600} = 1 - 0.257 = 0.743$$

Die eheliche Fruchtbarkeit hat hauptsächlich in den beiden Bergkantonen Graubünden und Wallis bis 1920 beträchtlich zugenommen. An zweiter Stelle sind die Kantone Glarus und St. Gallen zu erwähnen; die Abweichungen bewegen sich hier zwischen 5 und 6 Rangplatzstellen.

---

1) Ehe, Geburt und Tod, Schweiz. Mitteilungen 1928, Heft 4, S. 97*

Verschiebungen erlitten ferner die Kantone Basel-Land und Neuenburg; der Rückgang der ehelichen Fruchtbarkeit ist hier unverhältnismässig stark, mässig dagegen in den Kantonen Basel-Stadt, Schaffhausen und Solothurn.

Rangordnung der ehelichen Fruchtbarkeit nach Kantonen in den Jahren 1871/80 und 1940/43.

Tabelle 14.

Kt.	1871/80	1940/43[1]	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
UR	323.9	243	1	1.5	-0.5	0.25
OW	297.5	243	2	1.5	0.5	0.25
NW	296.7	239	3	3	0	0
FR	295.5	215	4	6	-2	4
BL	293.9	129	5	20	-15	225
LU	285.4	195	6	8	-2	4
SO	281.6	149	7	14	-7	49
SZ	279.4	201	8	7	1	1
VS	277.4	225	9	5	4	16
AI	274.5	235	10	4	6	36
BE	274.2	144	11	16	-5	25
SH	262.4	139	12	18	-6	36
NE	262.0	106	13	23	-10	100
ZG	261.0	182	14	10.5	3.5	12.25
AG	259.1	158	15	13	2	4
TI	246.5	140	16	17	-1	1
TG	244.6	159	17	12	5	25
BS	239.6	71	18	25	-7	49
SG	238.5	182	19	10.5	8.5	72.25
AR	236.8	146	20	15	5	25
GR	231.5	192	21	9	12	144
VD	225.7	112	22	22	0	0
ZH	209.9	116	23	21	2	4
GL	195.1	138	24	19	5	25
GE	161.4	83	25	24	1	1
						859.-

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 859}{25 \times 624} = 1 - \frac{5154}{15600} = 1 - 0.330 = 0.670$$

1) Stat. Jahrbuch der Schweiz 1944, S. 79

Die Tabelle 14 eröffnet im Grossen und Ganzen keine neuen Aspekte; die bereits bekannten Kantone mit erheblichen Rangverschiebungen erfuhren seit 1920 zum Teil ausgesprochene, jedoch keine überwältigenden Veränderungen. Der Koeffizient ist von 0.74 entsprechend den Strukturwandel auf 0.67 gesunken.

*

Den folgenden Experiment liegt die Frage zugrunde, ob in der Tat ein Zusammenhang besteht zwischen den ehelich Lebendgeborenen und den ehelich Totgeborenen, d.h. ob die Monate mit

Rangordnung der ehelich Lebendgeborenen und der ehelich Totgeborenen nach Monaten im Jahre 1933. 1)

Tabelle 15.

Monate	Lebend-geb.	Totgeb.	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
März	6087	142	1	3	-2	4
Mai	5869	143	2	1.5	0.5	0.25
April	5573	121	3	6.5	-3.5	12.25
Jan.	5522	124	4	5	-1	1
Juli	5482	112	5	10.5	-5.5	30.25
Aug.	5432	118	6	8	-2	4
Febr.	5340	137	7	4	3	9
Juni	5312	108	8	12	-4	16
Sept.	5203	112	9	10.5	-1.5	2.25
Okt.	5063	121	10	6.5	3.5	12.25
Dez.	5059	143	11	1.5	9.5	90.25
Nov.	4653	116	12	9	3	9
						190.50

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 190.5}{12 \times 143} = 1 - \frac{1143}{1716} = 1 - 0.666 =$$

$$0.334$$

1) Bevölkerungsbewegung in der Schweiz 1933, Heft 65, S. 53

der grössten Zahl an Lebendgeburten eine entsprechend grosse Zahl an Totgeburten aufweisen. Inwieweit eine solche Uebereinstimmung in Wirklichkeit vorliegt, veranschaulicht die Tabelle 15.

Der erhaltene Korrelationskoeffizient ist wider Erwarten gering; er wurde weitgehend beeinflusst durch den Monat Dezember, der durch das krasse Missverhältnis zwischen Lebend- und Totgeburten besonders hervorsticht. Eine ebenfalls bedeutsame, jedoch nur annähernd so grosse Diskrepanz weist lediglich der Monat Juli auf, in den relativ wenige Totgeburten registriert wurden.

*

Auf die schönen Erfolge der Medizin, speziell in der Geburtenhilfe und Geburtenhygiene wurde schon weiter oben gebührend hingewiesen. Im Anschluss daran bringen wir eine detaillierte Liste der wichtigsten Todesursachen seit 1881/85 bis 1916/20. Die relativ kurze Zeitspanne bis zum Ende des 1. Weltkrieges genügt, um zu erkennen, wie gross die Fortschritte der Medizin und wie gewaltig die Verdienste der Forscher zum Wohle der ganzen Menschheit waren. Die Todesfälle infolge Infektionskrankheiten, wie Magen- und Darmkatarrh der kleinen Kinder, Masern, Scharlach, Diphterie und Keuchhusten gingen in der Folge stark zurück. (Tab. 16)

Ein überdurchschnittliche Zunahme der Todesfälle bewirkte die Arteriosklerose, starben doch an dieser Krankheit anno 1881/85 nur 75 gegenüber 3558 im Durchschnitt der Jahre 1916/20. - Die Arteriosklerose ist eine typische Alterskrankheit, die mit der Zunahme der Besetzung der Altersklassen von 50 Jahren und darüber automatisch zunehmen muss. Früher war die Arteriosklerose weitgehend unerforscht und häufig wurde die Todesursache als unbekannt angegeben; was nur Folge der Arteriosklerose war, wurde als selbständige Todesursache bezeichnet. Eine wirkliche Zunahme dieser Krankheit lässt sich trotzdem nicht leugnen.

*

Rangordnung der wichtigsten Todesursachen 1881/85 u. 1916/20. 1)

Tabelle 16.

Todesursachen:	1881/85	1916/20	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Unbest.u.unbescheinigte Todesursachen	7548	2388	1	7	-6	36
Akute Erkrankungen der Atmungsorgane	6633	10849	2	1	1	1
Lungentuberkulose	6011	5481	3	3	0	0
Magen- u.Darmkatarrh d. kl. Kinder	3641	1035	4	17	-13	169
Krankheiten des Herzes u. des Herzbeutels	3322	5889	5	2	3	9
Altersschwäche	3313	2242	6	8	-2	4
Masern,Scharlach, Diphtherie u. Keuchhusten	3099	1191	7	15	-8	64
Krebs u.Sarkom	2971	5126	8	4	4	16
Angeborene Lebensschwäche	2835	2420	9	6	3	9
Chron.Erkrankungen d.Atmungsorg.	2697	1723	10	12	-2	4
Hirnschlag	2400	1616	11	13	-2	4
Krankheiten d. Nervensystems	2236	1518	12	14	-2	4
Erkrankungen d. Magens, d.Därme u. Leber	1956	2060	13	10	3	9
Verunglückung	1623	1914	14	11	3	9
And.Tuberkulose	1559	2093	15	9	6	36
Krämpfe der kl. Kinder u. schweres Zahnen	1138	202	16	19	-3	9
Selbstmord	671	786		18	-1	1
Chron.Nephritis	504	1131	18	13	2	4
Arteriosklerose	75	3558	19	5	14	196
						584

1) Ehe, Geburt und Tod, Schweiz. Mitteilungen 1928, Heft 4, S. 204/205*

$$\varrho = 1 - \frac{6 \times 584}{19 \times 360} = 1 - \frac{3504}{6840} = 1 - 0.512 =$$

$$0.488$$

Wir werden nun sehen, ob es ausser den Infektionskrankheiten typische Krankheiten gibt, die von der Jahreszeit stark beeinflusst werden und vielfach einen tötlichen Ausgang nehmen.

Rangordnung der gestorbenen Frauen an Krebs nach Monaten im Jahre 1945 und 1948. 1)

Tabelle 17.

Monate	1945	1948	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Okt.	326	308	1	6	-5	25
Jan.	323	289	2	11	-9	81
Juni	322	294	3	10	-7	49
Nov.	320	327	4	4	0	0
Dez.	314	337	5.5	1	4.5	20.25
März	314	298	5.5	8	-2.5	6.25
April	308	316	7	5	2	4
Juli	301	335	8	2.5	5.5	30.25
Febr.	296	296	9	9	0	0
Aug.	290	276	10	12	-2	4
Mai	278	305	11	7	4	16
Sept.	274	335	12	2.5	9.5	90.25
						326.-

$$\varrho = 1 - \frac{6 \times 326}{12 \times 143} = 1 - \frac{1956}{1716} = 1 - 1.139 =$$

$$- 0.139$$

1) Bevölkerungsbewegung in der Schweiz 1945 - 1948, Heft 225, S. 63 u. 291

Rangordnung der gestorbenen Frauen an Krankheiten des Nervensystems im Jahre 1945 und 1948.

Tabelle 18.

Monate	1945	1948	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Mai	51	27	1	11	-10	100
Dez.	45	48	2	1	1	1
Juni	43	26	3	12	-9	81
Febr.	42	32	4.5	6	-1.5	2.25
März	42	38	4.5	3.5	1	1
Aug.	39	28	6	10	-4	16
Nov.	36	38	7	3.5	3.5	12.25
Juli	34	30	8	8	0	0
Okt.	33	29	9	9	0	0
Jan.	32	43	10	2	8	64
Sept.	26	31	11	7	4	16
April	25	34	12	5	7	49
						342.50

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 342.5}{12 \times 143} = 1 - \frac{2055}{1716} = 1 - 1.197 =$$

$$= - 0.197$$

Bei den Sterbefällen infolge Krebs und Erkrankungen des Nervensystems lässt sich keine Grössenordnung der Monate feststellen, weil die ihnen zukommenden Ränge ein willkürliches Bild geben.

3. Wirtschaftsstatistik.

Nun beginnt die Untersuchung wirtschaftlicher Phänomene auf korrelative Zusammenhänge. Hier stellen sich besondere Schwierigkeiten, weil die Vergleichbarkeit nicht immer so ganz vorhanden ist. Im Gegensatz zu der Bevölkerungsstatistik, deren Erscheinungsformen eine weitgehende Konstanz aufweisen, ist die Wirtschaft vornehmlich gekennzeichnet durch das d y n a m i s c h e Element.

Trotz der ausgeprägten Hoch- und Tiefpunkte im wirtschaftlichen Ablauf, die im Nachfolgenden deutlich zum Ausdruck kommen, ergeben sich auf Grund einer genauen Analyse des Arbeitsmarktes der Konkunkturperiode 1920 bis 1930 gewisse Merkmale, die symptomatischen Charakter aufweisen.

Wir werden nun den Grad der Schwankungsintensität der Arbeitslosigkeit im Jahresablauf mittels der Rangkorrelation messen und auf regelmässig wiederkehrende Eigentümlichkeiten im besonderen hinweisen. (Berechnungen siehe Anhang, S. I-V)

Der Uebersicht halber seien hier charakteristische Monate zusammengefasst; die Höhe des Korrelationskoeffizienten wird weitgehend vom Ausmass der Rangverschiebungen in den Monaten Januar, August und September beeinflusst.

Abhängigkeiten der Rangpositionen bei den Monatszahlen der Arbeitslosigkeit.

	Januar	August	September	ϱ
1921	-3	0	0	0.686
1922	+7	-4	-7	0.489
1923	+8	-7	-6	-0.153
1924	+8	-5	-7	-0.118
1925	+5	-3	-2	0.791
1926	+8	-3	-3	0.518
1927	+8	-4	-7	0.301
1928	+8	-3	-6	0.455
1929	+8	-6	-4	0.427
1930	+5	-2	-2	0.805

Die Abweichungen erklären sich aus der sehr heftigen Wirtschaftskrise 1921/22, während im übrigen eine überraschende Konstanz beobachtet wird. Im Normaljahr 1925 (Stand zwischen Krise 1922 und Hochjunktur 1928/29) zeigt sich, dass ein hoher Wert der Korrelation mit einer relativ geringen Januar-, August und Septemberabweichung einhergeht; ebenso für 1930, wo die Krise in der Schweiz noch kaum recht zum Ausdruck kam. Aus der obigen Uebersicht geht weiter hervor, dass sämtliche Januarabweichungen positive Rangverschiebungen aufweisen, mit Ausnahme des Jahres 1921, das den Anfang der stark veränderten Wirtschaftslage gleichsam symbolisch kennzeichnet.

Ein typisches Beispiel eines Wandels der Wechsellage Hochkonjunktur zur Volldepression einerseits und Hochkonjunktur und gute Wirtschaftslage (Normalkonktur) andererseits liefern die Tabellen 1 und 2.

Rangordnung der Zahl der gänzlich Arbeitslosen in der Lebens- und Genussmittelindustrie nach Monaten in den Jahren 1920 und 1922. 1)

Tabelle 1.

Monate	1920	1922	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Dez.	218	1790	1	11	-10	100
Nov.	179	1760	2	12	-10	100
Sept.	165	1922	3	9	- 6	36
Okt.	149	2051	4	8	- 4	16
März	143	3745	5	3	2	4
Febr.	127	3679	6	4	2	4
Aug.	113	1817	7	10	- 3	9
Jan.	106	3220	8	5	3	9
April	87	3881	9	2	7	49
Mai	70	3945	10	1	9	81
Juli	64	2065	11	7	4	16
Juni	51	3066	12	6	6	36
						460

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 460}{12 \times 143} = 1 - \frac{2760}{1716} = 1 - 1.608 = -0.608$$

1) Ergebnisse der schweiz. Sozialstatistik, 1932, S. 141

Rangordnung der Zahl der gänzlich Arbeitslosen in der Lebens- und Genussmittelindustrie nach Monaten in den Jahren 1920 und 1925.

Tabelle 2.

Monate	1920	1925	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Dez.	218	325	1	1	0	0
Nov.	179	308	2	4	-2	4
Sept.	165	151	3	9	-6	36
Okt.	149	240	4	6	-2	4
März	143	248	5	5	0	0
Febr.	127	321	6	3	3	9
Aug.	113	129	7	10	-3	9
Jan.	106	323	8	2	6	36
April	87	224	9	7	2	4
Mai	70	196	10	8	2	4
Juli	64	104	11	12	-1	1
Juni	51	120	12	11	1	1
						108

$$\varrho = 1 - \frac{6 \times 108}{12 \times 143} = 1 - \frac{648}{1716} = 1 - 0.377 =$$

$$0.623$$

Aus der Tabelle 3 geht hervor, dass der schweiz. Uhrenexport zwischen 1938 und 1949 im Grossen und Ganzen eine wesentliche Umgestaltung erfahren hat. Einer weitgehenden strukturellen Verschiebung unterlag vorwiegend der Export nach Skandinavien, Südafrika und Frankreich; die absolute Abnahme der exportierten Wertmängen ist zum Teil gering, die Rangabweichungen sind dagegen recht ansprechend.

Bis 1949 haben sich Belgien-Luxemburg zu den bedeutensten Absatzmärkten der schweiz. Uhren entwickelt. Der Export nach diesen beiden Ländern betrug anno 1938 rund 2 %, im Jahre 1949 7 %, eine Zahl, die nur von den Vereinigten Staaten (37,5%), Südamerika (10,5%) und Italien (8,2%) übertroffen wird.

*

Rangordnung der Ausfuhr von Uhren nach einigen Verbrauchsländern in Mill. Franken im Jahre 1938 und 1949. 1)

Tabelle 3.

Länder:	1938	1949	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
USA	38.8	229.2	1	1	0	0
Grossbrit.	31.4	31.3	2	5	-3	9
S.Amerika	19.8	64.2	3	2	1	1
Italien	18.9	50.1	4	3	1	1
Deutschl.	18.5	16.6	5	9	-4	16
Skandinav.	17.2	10.2	6	15	-9	81
Frankr.	13.2	13.3	7	13	-6	36
Vord.-Ind.	8.9	30.8	8	6	2	4
Austr.Oz.	8.7	10.9	9	14	-5	25
Kanada	5.5	24.6	10	7	3	9
Südafrika	5.2	3.9	11	18	-7	49
Belg.-Lux.	4.2	42.6	12.5	4	8.5	72.25
Niederl.	4.2	5.2	12.5	17	-4.5	20.25
Zentralam.	2.3	16.5	14	10	4	16
Mexiko	2.2	9.6	15	16	-1	1
Nordafrika	2.1	14.9	16	12	4	16
Vord.-Asien	1.9	22.4	17	8	9	81
Span.,Port.	1.6	15.6	18	11	7	49
						486.50

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 486.5}{18 \times 323} = 1 - \frac{2919}{5814} = 1 - 0.502 =$$

0.498

=====

1) Statistisches Jahrbuch der Schweiz 1949, S. 309

Die Ausfuhr von Maschinen nach den wichtigsten Verbrauchsländern weist im Prinzip keine allzugrossen Veränderungen auf. Ausschlaggebend ist die Zunahme der Exportwerte nach sämtlichen Abnehmerstaaten, eine Eigenart, die den Maschinenexport charakterisiert, jedoch nur zum Teil für den Uhrenmarkt zutrifft.

Rangordnung der Ausfuhr von Maschinen nach einigen Verbrauchsländern in Mill. Franken im Jahre 1938 und 1949.

Tabelle 4.

Länder:	1938	1949	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Frankreich	22.8	89.0	1	2	-1	1
Deutschland	22.1	35.9	2	8	-6	36
Grossbrit.	17.2	59.9	3	4	-1	1
Italien	16.5	36.0	4	7	-3	9
Niederlande	15.9	49.6	5	6	-3	1
Südamerika	14.2	103.5	6	1	5	25
Skandinavien	12.9	54.1	7	5	2	4
Belgien-Luxemb.	7.7	70.1	8	3	5	25
Nordafrika	5.6	26.2	9	10	-1	1
Vorder-Indien	4.9	17.7	10	12	-2	4
Oesterreich	3.9	12.6	11	13	-2	4
Verein. Staaten	3.1	11.5	12	15	-3	9
Australien, Ozean.	2.2	21.0	13	11	2	4
Spanien, Portugal	1.9	30.2	14	9	5	25
Vorder-Asien	1.8	11.9	15	14	1	1
						150

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 150}{15 \times 224} = 1 - \frac{900}{3360} = 1 - 0.268 =$$

$$0.732$$

Die strukturelle Verschiebung der Ausfuhr von pharmazeutischen Produkten soll im folgenden einer kurzen Ueberprüfung unterzogen werden. Auf Grund der absoluten Zahlenwerte berechnen wir zunächst den Spearman'schen, dann den Pearson'schen und Fechner'schen Korrelationskoeffizienten und werden im Anschluss daran die erhaltenen Resultate einem kritischen Vergleich unterziehen.

Ausfuhr von pharmaz. Produkten nach einigen Verbrauchsländern in Mill. Franken im Jahre 1938 und 1949.

Tabelle 5.

1. Berechnung der Spearman'schen Korrelationskoeffizienten:

Länder:	1938	1949	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
S.Amerika	6.6	46.9	1	1	0	0
Deutschl.	5.5	15.1	2	3	-1	1
Italien	4.9	19.9	3	2	1	1
Skandinav.	3.3	5.3	4	12	-8	64
Grossbrit.	3.0	2.0	5	15	-10	100
Niederl.	2.0	3.2	6	14	-8	64
Frankr.	1.9	6.8	7	11	-4	16
Belg.-Lux.	1.5	12.4	8.5	5	3.5	12.25
USA	1.5	8.3	8.5	8	0.5	0.25
Vord.-Ind.	1.4	14.4	10	4	6	36
Span.,Port.	1.3	11.6	11	6	5	25
Nordafrika	1.1	7.0	12.5	9.5	3	9
Zentralam.	1.1	4.2	12.5	13	-0.5	0.25
Vord.-Asien	1.0	9.2	14	7	7	49
Mexiko	0.8	7.0	15	9.5	5.5	30.25
						408.-

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 408}{15 \times 224} = 1 - \frac{2448}{3360} = 1 - 0.728 =$$

$$0.272$$

Der erhaltene Koeffizient deutet auf einen sehr geringen Zusammenhang hin. - Wir werden nun sehen, welche der drei Methoden das Ausmass der Strukturwandlung am besten erfasst.

2. Berechnung des Pearson'schen Korrelationskoeffizienten

Länder:	1938	1949	x	y	xy	x^2	y^2
Südamerika	6.6	46.9	4.14	35.35	146.35	17.14	1249.60
Deutschland	5.5	15.1	3.04	3.55	10.80	9.25	12.60
Italien	4.9	19.9	2.44	8.35	20.35	5.95	69.72
Skandinavien	3.3	5.3	0.84	-6.25	-5.25	0.70	39.06
Grossbrit.	3.0	2.0	0.54	-955	-5.15	0.29	91.20
Niederlande	2.0	3.2	-0.46	-8.35	3.85	0.21	69.72
Frankreich	1.9	6.8	-0.56	-4.75	2.65	0.31	22.56
Belgien-Lux.	1.5	12.4	-0.96	0.85	-0.80	0.92	0.72
Verein.Staaten	1.5	8.3	-0.96	-3.25	3.10	0.92	10.56
Vorder-Indien	1.4	14.4	-1.06	2.85	-3.00	1.12	8.12
Spanien, Port.	1.3	11.6	-1.16	0.05	0.05	1.34	0.01
Nordafrika	1.1	7.0	-1.36	-4.55	6.20	1.85	20.70
Zentralamerika	1.1	4.2	-1.36	-7.35	10.00	1.85	54.02
Vorder-Asien	1.0	9.2	-1.46	-2.35	3.45	2.13	5.52
Mexico	0.8	7.0	-1.66	-4.55	7.55	2.75	20.70
	36.9	173.3			200.05	46.70	1674.90
M_A :	2.46	11.55					

$$r = \frac{200}{46.7\ 1675} = \frac{200}{6.83 \times 40.9} = \underline{\underline{0.716}}$$

3. Berechnung des Fechner'schen Abhängigkeitskoeffizienten

Länder:	1938	1949	Gliederdiff.		C(+)	D(-)
Südamerika	6.6	46.9	-1.1	-31.8	34.98	
Deutschland	5.5	15.1	-0.6	+ 4.8		2.88
Italien	4.9	19.9	-1.6	-14.6	23.36	
Skandinavien	3.3	5.3	-0.3	- 3.3	0.99	
Grossbrit.	3.0	2.0	-1.0	+ 1.2		1.20
Niederlande	2.0	3.2	-0.1	+ 4.6		0.46
Frankreich	1.9	6.8	-0.4	+ 5.6		2.24
Belgien-Lux.	1.5	12.4	0.0	- 4.1		
Verein. Staaten	1.5	8.3	-0.1	+ 6.1		0.61
Vorder Indien	1.4	14.4	-0.1	- 2.8	0.28	
Spanien,Port.	1.3	11.6	-0.2	- 4.6	0.92	
Nordafrika	1.1	7.0	0.0	- 2.8		
Zentralamerika	1.1	4.2	-0.1	+ 5.0		0.50
Vorder-Asien	1.0	9.2	-0.2	- 2.2	0.44	
Mexico	0.8	7.9				
					60.97	7.89

$$J = \frac{C - D}{C + D} = \frac{60.97 - 7.89}{60.97 + 7.89} = \frac{53.08}{68.86} = \underline{\underline{0.770}}$$

Damit wir uns Rechenschaft geben können, welche der drei Methoden die Strukturverschiebung wirklichkeitsgetreu wiedergibt, wurden 5 Ländergruppen gebildet, und zwar so, dass ein maximaler Unterschied aus der X- und Y-Reihe herausschaut. Die absoluten Werte wurden zu diesem Zweck in Relativzahlen umgewandelt.

Gruppe A.	1938	1949
Grossbritannien	8.2 %	1.2 %
Skandinavien	8.9 %	3.1 %
Niederlande	5.4 %	1.8 %
	22.5 %	6.1 %
Gruppe B.		
Südamerika	17.9 %	27.1 %
Zentralamerika	3.0 %	2.4 %
Mexiko	2.2 %	4.0 %
	23.1 %	33.5 %
Gruppe C.		
Deutschland	14.9 %	8.7 %
Vereinigte Staaten	4.1 %	4.8 %
Frankreich	5.1 %	3.9 %
	24.1 %	17.4 %
Gruppe D.		
Spanien, Portugal	3.5 %	6.7 %
Vorder-Indien	3.8 %	8.3 %
Vorder-Asien	2.7 %	5.3 %
	10.0 %	20.3 %
Gruppe E.		
Italien	13.2 %	11.5 %
Nordafrika	3.0 %	4.0 %
Belgien-Luxemburg	4.1 %	7.2 %
	20.3 %	22.7 %

Messung der strukturellen Verschiebung der Ländergruppen mittels der Spearman'schen Rangkorrelation

Ländergruppen:	1938 %	1949 %	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Gruppe C	24.1	17.4	1	4	-3	9
Gruppe B	23.1	35.5	2	1	1	1
Gruppe A	22.5	6.1	3	5	-2	4
Gruppe E	20.3	22.7	4	2	4	4
Gruppe D	10.0	20.3	5	3	2	4
						22

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 22}{5 \times 24} = 1 - \frac{132}{120} = 1 - 1.1 = -0.10$$

Bei der Gruppenbildung mittels Anteilszahlen zeigt es sich, dass tatsächlich eine beträchtliche strukturelle Verschiebung eingetreten ist, die von der Spearman'schen Korrelation, im Gegensatz zur Pearson'schen und Fechner'schen recht gut erfasst wird.

Entscheidend ist das quantitative Ausmass in der Verschiebung der prozentualen Gruppenanteile, die zum Teil eine sehr ausgeprägte ist. So nimmt die Gruppe A von 22.5 auf 6.1 % ab; eine Verschiebung, die gewiss nicht mehr mit dem Bild einer guten Korrelation, wie das Pearson und Fechner bieten, im Einklang steht.

*

Die obigen Berechnungen zeigen die Veränderungen der Einfuhrwerte nach Ursprungsländern während 25 bzw. 30 Jahren. - Ein spezieller Fall im Aussenhandel der Schweiz ist Kanada. 1920 stand Kanada rangmässig an 14. Stelle, verbesserte aber in der Folge sukzessiv seinen Platz in der Rangkolonne und rückte auf den 4. Platz vor. 1945, das zu 1/4 Kriegs- und zu 3/4 Nachkriegsjahr war, ist besonders deshalb interessant, weil beträchtliche Verschiebungen eintraten. Schweden, das während des Krieges eine bedeutende Rolle im Aussenhandel der Schweiz spielte, überflügelte gar

Grossbritannien, das aber, wie weitere Berechnungen zeigten, den im Jahre 1920 eingenommenen Rang bis 1949 wieder zurückeroberte. - Empfindlich war für die Schweiz der starke Exportausfall nach den vom Krieg am meisten betroffenen Länder, wie Deutschland, Italien und den Niederlanden.

Rangordnung der Einfuhrwerte nach Ursprungsländern in Mill. Franken in den Jahren 1920 [1] und 1945 [2].

Tabelle 6.

Länder:	1920	1945	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Verein. Staaten	864.7	136.8	1	1	0	0
Deutschland	808.7	54.3	2	7	-5	25
Frankreich	603.2	129.8	3	2	1	1
Grossbritannien	465.7	21.5	4	12	-8	64
Italien	325.2	47.1	5	10	-5	25
Argentinien	120.9	120.8	6	3	3	9
Belgien	109.1	66.6	7	6	1	1
Spanien	101.4	93.5	8	5	3	9
Dänemark	97.7	18.9	9	13	-4	16
Niederlande	90.6	9.0	10	15	-5	26
Aegypten	46.3	10.4	11	14	-3	9
Brasilien	36.3	47.9	12	9	3	9
Australien	26.8	2.8	13	16	-3	9
Kanada	23.4	103.5	14	4	10	100
China	22.1	0.3	15	18	-3	9
Schweden	21.5	50.4	16	8	8	64
Norwegen	4.6	1.2	17	17	0	0
Portugal	1.7	31.5	18	11	7	49
						424

$$\varrho = 1 - \frac{6 \times 424}{18 \times 323} = 1 - \frac{2544}{5814} = 1 - 0.437 =$$

$$0.563$$

1) Statistisches Jahrbuch der Schweiz 1932, S. 257/58

2) Statistisches Jahrbuch der Schweiz 1949, S. 290/91

Die Stundenverdienste der gelernten Arbeiter haben im Verlauf einer zehnjährigen Periode im allgemeinen keine allzugrossen Veränderungen erfahren. Das Jahr 1943 ist gekennzeichnet durch die absolute als auch rangmässige Zunahme der Stundenverdienste in der Bekleidungsindustrie und der entsprechenden Abnahme in den privaten Verkehrsbetrieben; in den letzteren erfolgten übrigens die häufigsten Unregelmässigkeiten. - Eine durchwegs stabile Tendenz kann man im graphischen Gewerbe feststellen, das souverän den 1. Rang behauptet. Verg. Tabellen 7 - 9.

Rangordnung der durchschnittl. Stundenverdienste der gelernten Arbeiter in Rappen nach Arbeiterkategorien in den Jahren 1939 und 1943. 1)

Tabelle 7.

Arbeiterkategorien:	1939	1943	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Graph.Gewerbe	200	237	1	1	0	0
Priv.Verkehrsanstalten	175	201	2	3	-1	1
Nahrgs.-,Genussmittelindustrie	169	195	3.5	5	-1.5	2.25
Handel	169	200	3.5	4	-0.5	0.25
Uhren,Bijout.	162	206	5	2	3	9
Chem.Industrie	155	188	6	7	-1	1
Bekleidung/Ausrüstung	153	187	7	8.5	-1.5	2.25
Uebr.Gewerbebetriebe	150	177	8	11.5	-3.5	12.25
Papier, Leder	149	190	9	6	3	9
Metalle, Masch.	148	187	10	8.5	1.5	2.25
Steine, Erden	147	186	11	10	1	1
Holz	144	177	12	11.5	0.5	0.25
Textilindustrie	128	164	13	13	0	0
						40.50

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 40.5}{13 \times 168} = 1 - \frac{243}{2184} = 1 - 0.111 = 0.889$$

1) Statistisches Jahrbuch der Schweiz 1944, S.369

Rangordnung der durchschnittl. Stundenverdienste der gelernten Arbeiter in Rappen in den Jahren 1939 u. 1946.1)

Tabelle 8.

Arbeiterkategorien:	1939	1946	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Graph. Gewerbe	200	299	1	1	0	0
Priv. Verkehrsanstalten	175	244	2	7	-5	25
Nahrgs.-, Genussmittel	169	241	3.5	8.5	-5	25
Handel	169	247	3.5	6	-2.5	6.25
Uhren, Bijout.	162	288	5	2	3	9
Chem. Industrie	155	255	6	3	3	9
Bekleidung/Ausrüstung	153	250	7	5	2	4
Uebr. Gewerbebetriebe	150	235	8	12	-4	16
Papier, Leder	149	254	9	4	5	25
Metalle, Masch.	148	239	10	10	0	0
Steine, Erden	147	241	11	8.5	2.5	6.25
Holz	144	228	12	13	-1	1
Textilindustrie	128	236	13	11	2	4
						130.50

$$\varrho = 1 - \frac{6 \times 130.5}{13 \times 168} = 1 - \frac{783}{2184} = 1 - 0.357 =$$

$$0.643$$

1) Statistisches Jahrbuch der Schweiz, S. 350

Rangordnung der durchschnittl. Stundenverdienste der gelernten Arbeiter in Rappen in den Jahren 1939 u. 1949.

Tabelle 9.

Arbeiterkategorien:	1939	1949	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Graph. Gewerbe	200	337	1	1	0	0
Priv. Verkehrsanstalten	175	293	2	4	-2	4
Nahrgs.-, Genussmittel	169	282	3.5	8	-4.5	20.25
Handel	169	291	3.5	5	-1.5	2.25
Uhren, Bijout.	162	330	5	2	3	9
Chem. Industrie	155	304	6	3	3	9
Bekleidung/Ausrüstung	153	288	7	6.5	0.5	0.25
Uebr. Gewerbebetriebe	150	271	8	11	-3	9
Papier, Leder	149	288	9	6.5	2.5	6.25
Metalle, Masch.	148	273	10	10	0	0
Steine, Erden	147	274	11	9	2	4
Holz	144	256	12	13	-1	1
Textilindustrie	128	266	13	12	1	1
						66.-

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 66}{13 \times 168} = 1 - \frac{396}{2184} = 1 - 0.181 = 0.819$$

In der Nahrungs- und Genussmittelindustrie betrug die anfängliche Verschiebung 1.5 Ränge und später sogar 4.5, immer bezogen auf das Ausgangsjahr 1939. Ziemlich konstant war die Rangordnung der Stundenverdienste in der Holzindustrie und in der Metall- und Textilindustrie. Ein grosser Favorit des graphischen Gewerbes ist die Uhrenindustrie, deren Stundenlöhne beträchtlich anstiegen; der Sprung vom 5. auf den 2. Rangplatz ist besonders beachtenswert.

Die Stundenverdienste in den verschiedenen Erwerbszweigen sind für die gelernten Arbeiter einerseits und für die an- und ungelernten Arbeiter andererseits recht unterschiedlich. Dieser Unterschied drückt sich nicht nur in der absoluten Höhe der Löhne aus, sondern auch in der Reihenfolge der Erwerbszweige. Die Rangordnungen sind ebenfalls grösseren Schwankungen unterworfen, als dies bei der Aufstellung der gelernten Arbeiter der Fall ist. (Tab. 10 - 12)

Die Löhne der Uhrenindustrie sind seit 1943 sehr stabil. Vom 4. Rang, den sie 1939 mit den privaten Verkehrsanstalten geteilt hat, rückt die Uhrenindustrie an den 1. Rang, den sie auch in der Folge beibehält. Recht unkonstant, und dies im Gegensatz zu den Stundenlöhnen der gelernten Arbeiter, sind die Löhne der an- und ungelernten Arbeiter im graphischen Gewerbe. Recht erfreulich ist die verbesserte Lohnstruktur in der Bekleidungsindustrie. Weniger gut schnitt die Nahrungs- und Genussmittelindustrie ab. Aus dem im Jahre 1939 mit der chemischen Industrie geteilte 2. Rang wurde 1949 schliesslich der fünftletzte. Die Textil- und Holzindustrie streiten sich auch hier um die beiden letzten Ränge.

Rangordnung der durchschnittl. Stundenverdienste der an- und ungelernten Arbeiter in Rp. in den Jahren 1939 u. 1943.

Tabelle 10.

Arbeiterkategorien:	1939	1943	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Handel	134	211	1	5	-4	16
Nahrgs.-,Genussmittel	130	209	2.5	6	-3.5	12.25
Chem.Industrie	130	212	2.5	4	-1.5	2.25
Uhren,Bijout.	128	221	4.5	2	2.5	6.25
Priv.Verkehrsanstalten	128	208	4.5	7	-2.5	6.25
Graph.Gewerbe	126	248	6	1	5	25
Papier, Leder	122	203	7.5	8	-0.5	0.25
Uebr.Gewerbebetriebe	122	190	7.5	11	-3.5	12.25
Bekleidung/Ausrüstung	120	213	9	3	6	36
Metalle,Masch.	119	199	10	9	1	1
Steine, Erden	112	197	11	10	1	1
Textilindustrie	100	180	12	13	-1	1
Holz	99	185	13	12	1	1
						124.50

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 124.5}{13 \times 168} = 1 - \frac{747}{2184} = 1 - 0.342 =$$

$$0.658$$

Auf Grund der erhaltenen Korrelationskoeffizienten ziehen wir zusammenfassend den Schluss, dass die am Stundenverdienst gemessene Lonstruktur eine Verschiebung zu Ungunsten der gelernten und zu Gunsten der un- und angelernten Arbeiter aufweist, die in der Nachkriegszeit eine abermalige Verschiebung erlebte.

Rangordnung der durchschnittl. Stundenverdienste der an- und ungelernten Arbeiter in Rp. in den Jahren 1939 u. 1946.

Tabelle 11.

Arbeiter-kategorien:	1939	1946	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Handel	134	206	1	5	-4	16
Nahrgs.-,Genuss-mittel	130	196	2.5	11.5	-9	81
Chem.Industrie	130	217	2.5	2	0.5	0.25
Uhren,Bijout.	128	232	4.5	1	3.5	12.25
Priv.Verkehrs-anstalten	128	197	4.5	10	-5.5	30.25
Graph.Gewerbe	126	202	6	8	-2	4
Papier, Leder	122	214	7.5	3	4.5	20.25
Uebr.Gewerbe-betriebe	122	196	7.5	11.5	-4	16
Bekleidung/Aus-rüstung	120	207	9	4	5	25
Metalle,Masch.	119	203	10	7	3	9
Steine, Erden	112	204	11	6	5	25
Textilindustrie	100	200	12	9	3	9
Holz	99	184	13	13	0	0
						248.-

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 248}{13 \times 168} = 1 - \frac{1488}{2184} = 1 - 0.681 =$$

$$0.319$$

Im Nachkriegsjahr 1946 erfolgte allerdings ein Absinken des Koeffizienten von 0.89 auf 0.64, bzw. 0.66 auf 0.32. In den folgenden Jahren trat eine Stagnation ein, was, in abgeschwächter Form allerdings, auch von den Löhnen der an- und ungelernten Arbeiter gesagt werden kann.

Rangordnung der durchschnittl. Stundenverdienste der an- und ungelernten Arbeiter in Rp. in den Jahren 1939 und 1949.

Tabelle 12.

Arbeiterkategorien:	1939	1949	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Handel	134	245	1	4	-3	9
Nahrg.-,Genussmittel	130	229	2.5	9.5	-7	49
Chem.Industrie	130	258	2.5	2	0.5	0.25
Uhren,Bijout.	128	262	4.5	1	3.5	12.25
Priv.Verkehrsanstalten	128	230	4.5	8	-3.5	12.25
Graph.Gewerbe	126	234	6	6	0	0
Papier, Leder	122	249	7.5	3	4.5	20.25
Uebr.Gewerbebetriebe	122	226	7.5	11	-3.5	12.25
Bekleidung/Ausrüstung	120	239	9	5	4	16
Metalle, Masch.	119	229	10	9.5	0.5	0.25
Steine, Erden	112	233	11	7	4	16
Textilindustrie	100	222	12	12	0	0
Holz	99	211	13	13	0	0
						147.50

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 147.5}{13 \times 168} = 1 - \frac{885}{2184} = 1 - 0.405 =$$

$$0.595$$

Bei der Untersuchung, bzw. Messung der Schwankungsintensität der Stellensuchenden haben sich deutlich vier Erwerbszweige herauskristallisiert, die in zwei Gruppen mit verschiedener Entwicklungstendenz zerfallen. Ein nennenswerter Rückgang der Stellensuchenden erfolgte in der Textilindustrie, sank doch ihre Zahl von 1077 im Jahre 1929 auf 134 im Jahre 1949, was in der Rangverschiebung vom 2. auf den 11. Platz zum Ausdruck kommt.

Rangordnung der Stellensuchenden nach Berufsgruppen im Jahresmittel 1929 und 1934. 1)

Tabelle 13.

Berufsgruppen:	1929	1934	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Baugewerbe	1881	19192	1	1	0	0
Textilindustrie	1077	4880	2	4	-2	4
Handel, Verwaltg.	727	4218	3	5	-2	4
Gastgewerbe	555	1638	4	7	-3	9
Metalle, Masch.	475	9552	5	3	2	4
Haushalt	431	597	6	14	-8	64
Holz-, Glasind.	321	2592	7	6	1	1
Uhrenindustrie	245	10913	8	2	6	36
Bekleidung/Reinigung	216	838	9	12	-3	9
Landwirtschaft	191	1249	10	8	2	4
Verkehr	166	1109	11	9	2	4
Freie, gelehrte Berufe	159	1075	12	10	2	4
Graph. Gewerbe	151	737	13	13	0	0
Nahrgs.-, Genussmittel	139	942	14	11	3	9
Lederindustrie	94	460	15	15	0	0
Papierindustrie	54	270	16	16	0	0
Forstwirtschaft	11	204	17	18	-1	1
Chem. Industrie	4	36	18	19	-1	1
Bergbau	3	236	19	17	2	4
						158

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 158}{19 \times 360} = 1 - \frac{948}{6840} = 1 - 0.138 =$$

$$0.862$$

Werden die absoluten Zahlen als solche verglichen, so stellt man fest, dass 1934 die Zahl der Stellensuchenden gegenüber 1929 rund 4 mal höher war und dennoch ist eine Verbesserung der Rangordnung eingetreten. - Was war der Grund? Im Jahre 1934 stand die schweiz. Wirtschaft noch

1) Statistisches Jahrbuch der Schweiz 1949, S.337

deutlich im Zeichen der Nachkrise. Die Zahl der Stellensuchenden stieg in sämtlichen Erwerbszweigen rapid an, jedoch verglichen mit den übrigen Gewerbebetrieben wies die Textilindustrie einen relativ geringeren Anteil auf.

Rangordnung der Stellensuchenden nach Berufsgruppen im Jahresmittel 1929 und 1944.

Tabelle 14.

Berufsgruppen:	1929	1944	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Baugewerbe	1881	3190	1	1	0	0
Textilindustrie	1077	268	2	7	-5	25
Handel,Verwaltg.	727	1060	3	2	1	1
Gastgewerbe	555	404	4	5	-1	1
Metalle,Masch.	475	823	5	3	2	4
Haushalt	431	235	6	9	-3	9
Holz-,Glasind.	321	222	7	10	-3	9
Uhrenindustrie	245	443	8	4	4	16
Bekleidung/Reinigung	216	244	9	8	1	1
Landwirtschaft	191	80	10	13	-3	9
Verkehr	166	135	11	11.5	-0.5	0.25
Freie,gelehrte Berufe	159	296	12	6	6	36
Graph.Gewerbe	151	37	13	16	-3	9
Nahrgs.-,Genussmittel	139	135	14	11.5	2.5	6.25
Lederindustrie	94	33	15	17	-2	4
Papierindustrie	54	24	16	18	-2	4
Forstwirtschaft	11	47	17	15	2	4
Chem.Industrie	4	3	18	19	-1	1
Bergbau	3	48	19	14	5	25
						164.50

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 164.5}{19 \times 360} = 1 - \frac{987}{6840} = 1 - 0.144 =$$

$$0.856$$

Aehnlich wie in der Textilindustrie verlief die Entwicklung im Haushaltgewerbe; der Rückgang der Stellensuchenden im Jahre 1934 ist äusserst frappant.

In der Uhrenindustrie ist die relative Zunahme der Stellensuchenden von 1929 - 1939 empfindlich, ist aber in den Kriegs- und Nachkriegsjahren wieder im Rückgang begriffen. Das gleiche kann übrigens von den freien Berufen gesagt werden. Seit 1944 macht sich ein offenkundiges Ueberangebot bemerkbar.

Rangordnung der Stellensuchenden nach Berufsgruppen im Jahresmittel 1929 und 1949.

Tabelle 15.

Berufsgruppen:	1929	1949	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Baugewerbe	1881	3696	1	1	0	0
Textilindustrie	1077	134	2	11	-9	81
Handel,Verwaltg.	727	1087	3	2	1	1
Gastgewerbe	555	361	4	4	0	0
Metalle,Masch.	475	885	5	3	2	4
Haushalt	431	131	6	12	-6	36
Holz-,Glasind.	321	353	7	5	2	4
Uhrenindustrie	245	247	8	6	2	4
Bekleidung/Reinigung	216	196	9	8	1	1
Landwirtschaft	191	89	10	13	-3	9
Verkehr	166	195	11	9	2	4
Freie,gelehrte Berufe	159	211	12	7	5	25
Graph.Gewerbe	151	29	13	19	-6	36
Nahrgs.-,Genussmittel	139	158	14	10	4	16
Lederindustrie	94	84	15	14	1	1
Papierindustrie	54	45	16	18	-2	4
Forstwirtschaft	11	47	17	17	0	0
Chem.Industrie	4	72	18	15	3	9
Bergbau	3	53	19	16	3	9
						244

$$\varrho = 1 - \frac{6 \times 244}{19 \times 360} = 1 - \frac{1464}{6840} = 1 - 0.214 =$$

$$0.786$$

Trotz des Uebergangs von der guten zur schlechten Wirtschaftslage wurde der Korrelationskoeffizient der Tabelle 13 nicht allzusehr beeinflusst. Die starke Dispersion der Zahlenwerte in der Y-Reihe lassen im Grunde genommen eine weit grössere Strukturverschiebung erwarten, als dies im Koeffizient $\rho = 0.862$ zum Ausdruck kommt.

Es ist im folgenden zu prüfen, ob der Eisenbahngüterverkehr einerseits und der -Personenverkehr andererseits als Masstab zur Beurteilung der konjunkturellen Lage der Wirtschaft mitherangezogen werden kann.

Rangordnung der Einnahmen aus dem Güterverkehr der SBB in 1000 Franken im Jahre 1913[1] und 1948[2].

Tabelle 16.

Monate:	1913	1948	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Oktober	11750	30070	1	3	-2	4
September	10615	26366	2	12	-10	100
November	10168	26909	3	11	-8	64
Juli	10136	29101	4	5	-1	1
März	10027	30121	5	2	3	9
Mai	10026	29423	6	4	2	4
April	9979	33153	7	1	6	36
August	9948	27697	8	8	0	0
Juni	9588	27781	9	7	2	4
Januar	9100	27927	10	6	4	16
Dezember	9041	26994	11	10	1	1
Februar	8822	27489	12	9	3	9
						248

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 248}{12 \times 143} = 1 - \frac{1488}{1716} = 1 - 0.867 =$$

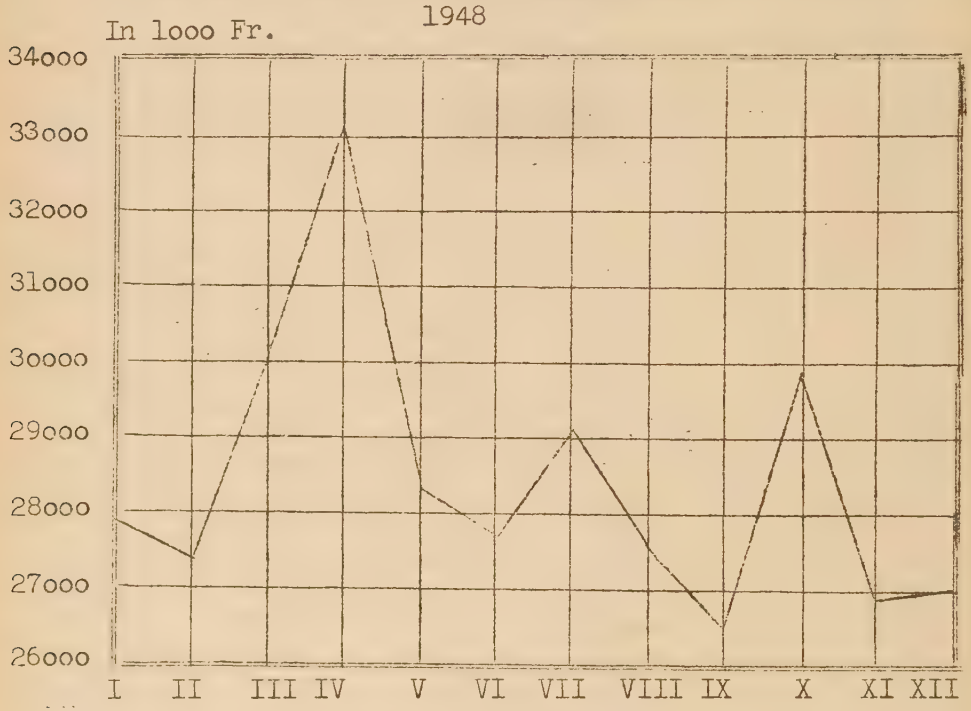
$$0.133$$

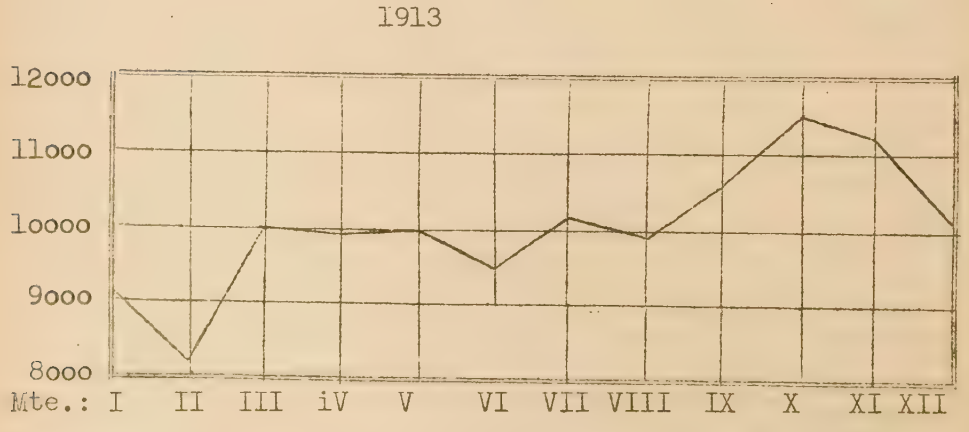
Der erhaltene Korrelationskoeffizient besagt, dass zwischen den beiden Zahlenreihen ein ganz geringer Zusammenhang besteht. Im Vorkriegs-

1) Statistisches Jahrbuch der schweiz. Bundesbahnen 1913, S. 106/107
2) ebenda 1949, S. 103

jahr 1913 wiesen die Herbstmonate Oktober bis November einen intensiven Güterverkehr auf. 1948 dagegen fielen die Monate September und November stark ab und der ursprüngliche 2. und 3. Rang wurde mit dem 11. und 12. eingetauscht. Diese Verschiebung führte zu einer vermehrten Inanspruchnahme der Frühlings- und zum Teil auch der Wintermonate. Unbedeutende Veränderungen verzeichnen die Hochsommermonate Juli und August, die vornehmlich das Gros des Personenverkehrs zu tragen haben.

Graphische Darstellung des Eisenbahngüterverkehrs





Im Gegensatz zum Güterverkehr steht der Personenverkehr, der, wie es sich herausstellte, ein weniger zuverlässiges Konjunktursympton darstellt. Die monatliche Frequenz des Personenverkehrs hängt hauptsächlich von der sozialen Lage der Bevölkerung ab, während der Güterverkehr vom wirtschaftlichen Bedarf, bzw. Umsatz der Verbrauchsgüter.

Rangordnung der Einnahmen aus dem Personenverkehr der SBB in 1000 Franken im Jahre 1913[1] u. 1948[2]

Tabelle 17.

Monate:	1913	1948	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
August	10244	26838	1	2	-1	1
Juli	9696	28202	2	1	1	1
September	8126	24169	3	5	-2	4
Mai	7508	23948	4	6	-2	4
April	7240	23441	5	7	-2	4
Juni	7225	22315	6	8	-2	4
März	6701	24857	7	3	4	16
Oktober	6586	24501	8	4	4	16
Januar	5527	20819	9	9	0	0
Dezember	5454	19990	10	10	0	0
November	5264	19426	11	11	0	0
Februar	5018	18118	12	12	0	0
						50

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 50}{12 \times 143} = 1 - \frac{300}{1716} = 1 - 0.174 =$$

$$0.826$$

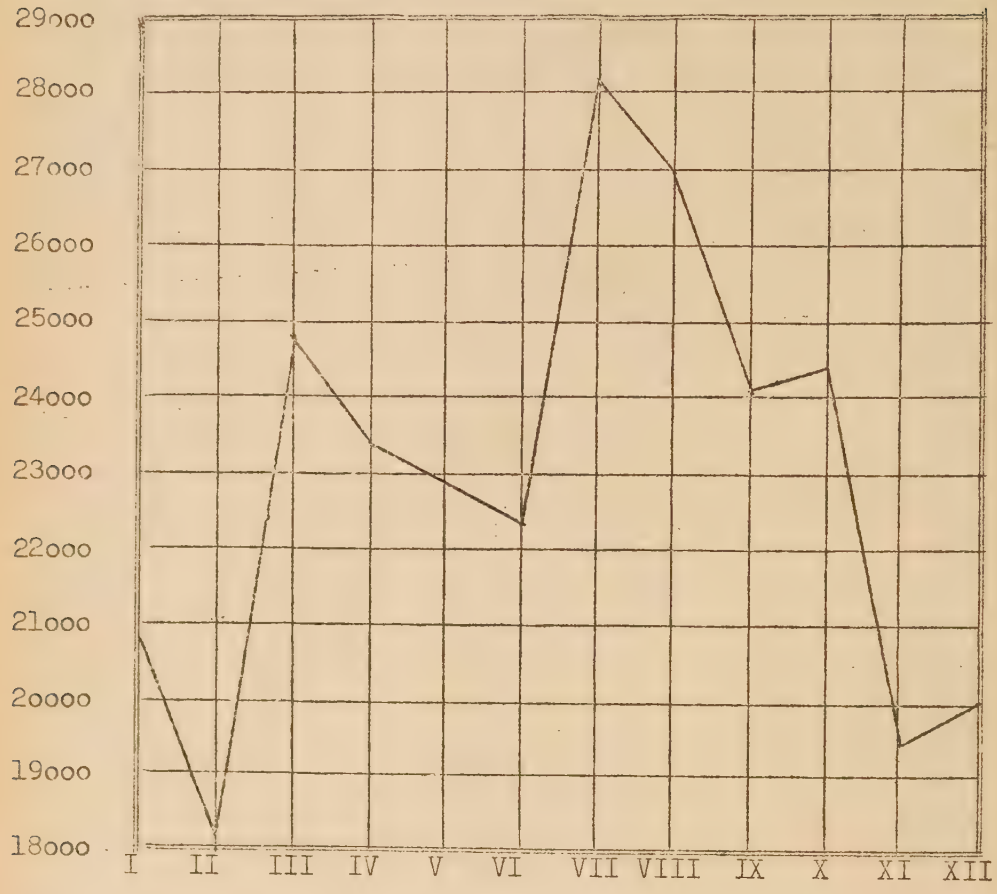
1) Statistisches Jahrbuch der schweiz. Bundesbahnen 1913, S. 106

2) ebenda 1949, S. 97

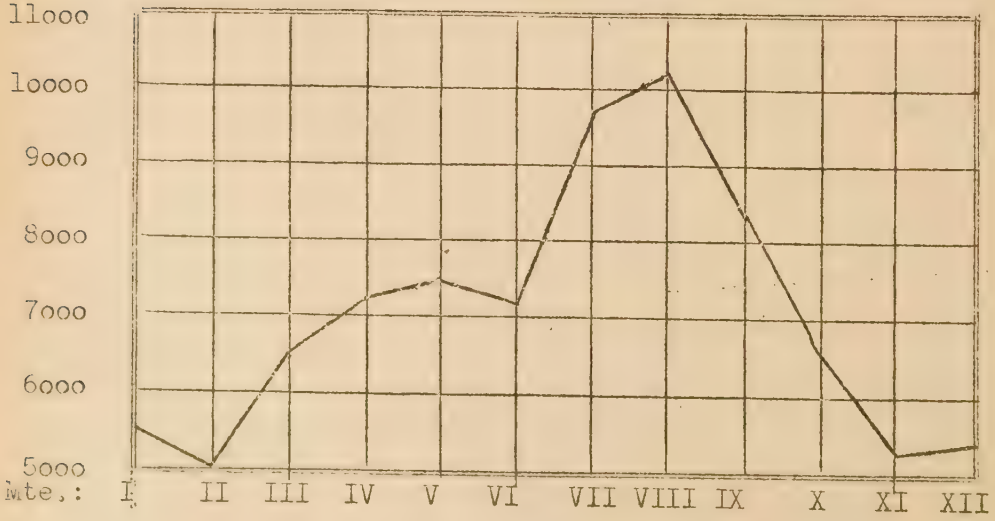
Graphische Darstellung des Personenverkehrs der SBB

1948

In 1000 Fr.



1913



Mte.:

Zu den graphischen Darstellungen ist zu bemerken, dass trotz der grossen monatlichen Schwankungen im Personenverkehr des Jahres 1948 die Grundrichtung der beiden Kurven im Prinzip die nämliche geblieben ist, was kaum oder nur andeutungsweise, vom Eisenbahngüterverkehr gesagt werden kann. (Vergl. die entsprechende Reaktion des Koeffizienten $\rho = 0.133$).

Im Wirtschaftsleben reagieren bestimmte Vorgänge auf die konjunkturellen Wechsellagen unmittelbar, andere dagegen erst nach einer kurzen oder längeren Verzögerung. Wie steht es mit den Nachlassverträgen und den Konkursen?

Rangordnung der Nachlassverträge im Jahre 1920 und 1921. 1)

Tabelle 18.

Monate:	1920	1921	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Juli	11	12	1.5	7	-5.5	30.25
September	11	17	1.5	5	-3.5	12.25
März	10	18	3.5	8.5	-5	25
Oktober	10	22	3.5	2	1.5	2.25
August	8	18	5.5	3.5	2	4
November	8	18	5.5	3.5	2	4
Mai	6	--	7.5	12	4.5	20.25
Juni	6	13	7.5	6	1.5	2.25
Dezember	4	29	9	1	8	64
Januar	3	5	10	11	-1	1
April	2	7	11	10	1	1
Februar	1	8	12	8.5	3.5	12.25
						178.50

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 178.5}{12 \times 143} = 1 - \frac{1071}{1716} = 1 - 0.624 = 0.376$$

1) Wirtschaftsberichte 1927, S. 170

Rangordnung der Nachlassverträge im Jahre 1920 und 1924.

Tabelle 19.

Monate:	1920	1924	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Juli	11	12	1.5	11	-9.5	90.25
September	11	16	1.5	7.5	-6	36
März	10	18	3.5	5	-1.5	2.25
Oktober	10	19	3.5	4	-0.5	0.25
August	8	11	5.5	12	-6.5	42.25
November	8	16	5.5	7.5	2	4
Mai	6	14	7.5	10	-2.5	6.25
Juni	6	20	7.5	3	4.5	20.25
Dezember	4	26	9	2	7	49
Januar	3	16	10	7.5	2.5	6.25
April	2	30	11	1	10	100
Februar	1	16	12	7.5	4.5	20.25
						377.-

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 377}{12 \times 143} = 1 - \frac{2262}{1716} = 1 - 1.318 =$$

$$-0.318$$

Bei den Nachlassverträgen ist von 1921 bis 1924 eine kontinuierliche Abnahme der Höhe der Korrelationskoeffizienten festzustellen. Aber schon das Jahr 1925 zeigt Anzeichen der Erholung und den Beginn normaler Wirtschaftsverhältnisse.

Wir haben hier den genau gleichen Sachverhalt, wie wir dies bei der Untersuchung über die Arbeitslosigkeit vorgefunden haben. Die tiefsten Korrelationswerte weisen die Jahre 1923 und 1924 auf. Die Phänomene Arbeitslosigkeit und Nachlassverträge stehen demnach in enger Beziehung. Ihr konjunktursymptomatischer Charakter ist aber in Frage gestellt, weil die beiden Erscheinungen erst 2-3 Jahre später den Ausbruch der Wirtschaftskrise von 1921/22 in vollem Ausmass registrierten.

Rangordnung der Konkurseröffnungen im Jahre 1920, 1921 und 1924.1)

Tabelle 20.

Monate:	1920	1921	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Oktober	46	68	1	2	-1	1
Februar	39	54	2.5	9	-6.5	42.25
Juli	39	62	2.5	4	-1.5	2.25
März	38	60	4.5	7	-2.5	6.25
November	38	63	4.5	3	1.5	2.25
Juni	37	55	6.5	8	-1.5	2.25
September	37	61	6.5	5.5	1	1
Mai	33	47	8	10.5	-2.5	6.25
Dezember	31	61	9	5.5	3.5	12.25
Januar	28	40	10	12	-2	4
August	26	47	11	10.5	0.5	0.25
April	19	70	12	1	11	121
						203.-

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 203}{12 \times 143} = 1 - \frac{1218}{1716} = 1 - 0.709 = 0.291$$

Tabelle 21.

Monate:	1920	1924	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Oktober	46	56	1	2	-1	1
Februar	39	50	2.5	6	-3.5	12.25
Juli	39	66	2.5	1	1.5	2.25
März	38	42	4.5	9	-4.5	20.25
November	38	44	4.5	8	-3.5	12.25
Juni	37	35	6.5	11	-4.5	20.25
September	37	30	6.5	12	-5.5	30.25
Mai	33	50	8	6	2	4
Dezember	31	50	9	6	3	9
Januar	28	53	10	3	7	49
August	26	37	11	10	1	1
April	19	51	12	4	8	64
						225.50

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 225.5}{12 \times 143} = 1 - \frac{1353}{1716} = 1 - 0.788 = 0.212$$

1) Wirtschaftsberichte 1927, S. 170

Etwas unklarer liegen die Verhältnisse bei den Konkurseröffnungen; hier weist das Jahr 1922 den geringsten Korrelationswert auf. Ob in der Tat von einem grösseren Apassungsvermögen der Konkurse an die wirtschaftliche Wechsellage die Rede sein kann, ist schwer zu beurteilen.

Die Ergebnisse der Jahre 1921 - 1925 wurden in der untenstehenden Uebersicht zusammengefasst und vergleichsweise einander gegenübergestellt. Die schon früher gewonnenen Resultate der Arbeitslosigkeit seien hier nochmals angeführt.

	Arbeitslosigkeit:	Nachlässe:	Konkurse:
	ϱ	ϱ	ϱ
1921	0.686	0.376	0.291
1922	0.489	0.273	0.076
1923	-0.153	0.070	0.331
1924	-0.118	-0.318	0.212
1925	0.791	0.182	0.401

Wir haben bereits festgestellt, dass die Phänomene Arbeitslosigkeit und Nachlassverträge (event. auch die Konkurse) nicht unmittelbar, sondern erst nach gewisser Frist sich dem Wandel der Wirtschaft anpassen; eine Beobachtung, die zwar interessant ist, aber zum Zweck der Konjunkturanalyse nur b e d i n g t geeignet ist.

Weitere Experimente haben nämlich gezeigt, dass eine unverzügliche Reaktion im Korrellationskoeffizient unverkennbar ist, wenn die Reihen "Arbeitslosigkeit und Nachlassverträge" einerseits und "Arbeitslosigkeit und Konkurse" andererseits miteinander korreliert werden. (Vergl. die nachstehenden Tabellen 22 - 25).

Rangordnung der Arbeitslosigkeit und der Nachlassverträge im Jahre 1920 u. 1921.

Tabelle 22.

Monate:	Arbeitslosigkeit	Nachlässe	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Dez.	17624	4	1	9	-8	64
Nov.	13436	8	2	5.5	-3.5	12.25
Okt.	8860	10	3	3.5	-0.5	0.25
Sept.	7178	11	4	1.5	2.5	6.25
Aug.	5252	8	5	5.5	-0.5	0.25
Febr.	4975	1	6	12	-6	36
März	3878	10	7	3.5	3.5	12.25
Mai	3697	6	8	7.5	0.5	0.25
Jan.	3477	3	9	10	-1	1
April	3445	2	10	11	-1	1
Juli	3427	11	11	1.5	9.5	90.25
Juni	3004	6	12	7.5	4.5	20.25
						244.--

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 244}{12 \times 143} = 1 - \frac{1464}{1716} = 1 - 0.853 = 0.147$$

Tabelle 23.

Monate:	Arbeitslosigkeit	Nachlässe	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Dez.	88967	29	1	1	0	0
Nov.	80692	18	2	3.5	-1.5	2.25
Okt.	74238	22	3	2	1	1
Sept.	66646	17	4	5	-1	1
Aug.	63182	18	5	3.5	1.5	2.25
Juni	54650	13	6	6	0	0
Mai	52377	--	7	12	-5	25
Juli	52255	12	8	7	1	1
April	47949	7	9	10	-1	1
März	43282	8	10	8.5	1.5	2.25
Febr.	42705	8	11	8.5	2.5	6.25
Jan.	34652	5	12	11	1	1
						43.-

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 43}{12 \times 143} = 1 - \frac{258}{1716} = 1 - 0.150 = 0.850$$

Rangordnung der Arbeitslosigkeit und der Konkurse im Jahre 1920 u. 1921.

Tabelle 24.

Monate:	Arbeitslosigkeit	Konk.	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Dez.	17624	31	1	9	-8	64
Nov.	13436	38	2	4.5	-2.5	6.25
Okt.	8860	46	3	1	2	4
Sept.	7178	37	4	6.5	-2.5	6.25
Aug.	5252	26	5	11	-6	36
Febr.	4975	39	6	2.5	3.5	12.25
März	3878	38	7	4.5	2.5	6.25
Mai	3697	33	8	8	0	0
Jan.	3477	28	9	10	-1	1
April	3445	19	10	12	-2	4
Juli	3427	39	11	2.5	9.5	90.25
Juni	3004	37	12	6.5	4.5	20.25
						250.50

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 250.5}{12 \times 143} = 1 - \frac{1503}{1716} = 1 - 0.875 = 0.125$$

Tabelle 25.

Monate:	Arbeitslosigkeit	Konk.	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Dez.	88967	61	1	5.5	-4.5	20.25
Nov.	80692	63	2	3	-1	1
Okt.	74238	68	3	2	1	1
Sept.	66646	61	4	5.5	-1.5	2.25
Aug.	63182	47	5	10.5	-5.5	30.25
Juni	54650	55	6	8	-2	4
Mai	52377	47	7	10.5	-3.5	12.25
Juli	52255	62	8	4	4	16
April	47949	70	9	1	8	64
März	43282	60	10	7	3	9
Febr.	42705	54	11	9	2	4
Jan.	34652	40	12	12	0	0
						164.-

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 164}{12 \times 143} = 1 - \frac{984}{1716} = 1 - 0.573 = 0.427$$

Im Normaljahr 1920 bzw. 1925 beobachtet man eine weitgehende Identität zwischen den Korrelationskoeffizienten der Reihen Arbeitslosigkeit/Nachlassverträge und Arbeitslosigkeit/Konkurseröffnungen. Mit dem Eintritt der Krise erfolgte ein Auseinanderklaffen der Koeffizienten. Die Diskrepanz erreichte 1921/22 den Höhepunkt. Vergl. untenstehende Zusammenfassung. (Die Berechnungen der hier nicht angeführten Jahre 1922-1925 finden sich im Anhang, S. VI - IX).

Jahre:	Arbeitslosigkeit/Nachlassverträge ρ	Arbeitslosigkeit/Konkurseröffnungen ρ'	Differenz $\rho - \rho'$
1920	0.147	0.125	0.022
1921	0.850	0.427	0.423
1922	-0.290	0.677	-0.387
1923	-0.013	0.266	-0.253
1924	0.284	0.154	0.130
1925	0.025	-0.041	0.016

Die Gegenüberstellung der prozentualen Steuerbelastung in den Kantonshauptorten im Jahre 1919 und 1946 hat zu unerwartet grossen Rangverschiebungen geführt, weil in der Entwicklungsrichtung oft krasse Gegensätze eingetreten sind. Zwar sind die Kantonshauptorte, in denen die Steuerlast prozentual zugenommen hat, stark in der Minderheit und nur durch die Hauptorte Chur, Herisau und St. Gallen vertreten.

Im Gegensatz zu 1919 ist im Jahre 1946 ein weitgehender Ausgleich in der Steuerbelastung geschaffen worden, d.h. die Differenz zwischen den Kantonshauptorten mit der höchsten und der geringsten Steuerlast betrug 1946 rund 20% gegenüber ca. 42% im Vergleichsjahr 1919. Allein diese Feststellung spricht keineswegs für eine gleichlaufende

Entwicklung. Die Rangverschiebungen sind zum Teil aussergewöhnlich gross, weil die Zunahme bzw. Abnahme der Steuerbelastung vielfach unproportional verlief, wie in den Kantonshauptorten

Rangordnung der durchschnittl. prozentualen Einkommens-Steuerbelastung in den Kantonshauptorten im Jahre 1919 und 1946. (Nach Meth. H.Bircher)[1]

Tabelle 26.

Hauptorte:	1919	1946	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Chur	51.7	48.5	1	1	0	0
Herisau	44.2	42.9	2.5	4.5	-2	4
St.Gallen	44.2	39.1	2.5	7	-4.5	20.25
Bellinzona	35.7	40.6	4	6	-2	4
Frauenfeld	29.0	30.2	5	19	-14	196
Bern	28.7	37.7	6	10	-4	16
Zug	26.6	36.7	7	11	-4	16
Zürich	25.6	32.1	8	17	-9	81
Altdorf	24.5	28.5	9	24	-15	225
Fribourg	23.1	45.9	10	3	7	49
Liestal	22.8	30.7	11	18	-7	49
Luzern	21.7	42.9	12.5	4.5	8	64
Neuchâtel	21.7	38.5	12.5	8	4.5	20.25
Solothurn	20.0	35.9	14	13	1	1
Lausanne	19.7	33.0	15	15	0	0
Sion	18.1	36.4	16	12	4	16
Sch'hausen	17.7	38.0	17	9	8	64
Sarnen	16.7	35.8	18.5	14	4.5	20.25
Aarau	16.7	28.2	18.5	25	-6.5	42.25
Schwyz	16.2	29.2	20	21.5	-1.5	2.25
Genève	15.0	29.7	21	20	1	1
Basel	13.9	28.7	22	23	-1	1
Glarus	13.6	32.7	23	16	7	49
Appenzell	12.1	48.1	24	2	22	484
Stans	9.9	29.2	25	21.5	3.5	12.25
						1437.50

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 1437.5}{25 \times 624} = 1 - \frac{8525}{15600} = 1 - 0.552 = 0.448$$

1) Bircher H.: Die Entwicklung der Steuerbelastung natürlicher Personen, Freiburger Diss. 1950, S. 18

Appenzell (+22), Altdorf (-15), Frauenfeld (-14), Zürich (-9), Luzern und Schaffhausen (+8), Fribourg und Glarus (+7), Liestal (-7) und Aarau (-6.5). Alle übrigen Hauptorte erfuhren mässige oder gar unbedeutende Veränderungen.

*

Die folgende Tabelle ist mit der vorangehenden nicht direkt vergleichbar; immerhin zeigen sich, rein äusserlich betrachtet, gewisse Aehnlichkeiten, aber auch Gegensätze. Zunächst ist festzuhalten, dass die Bundesbeiträge pro Kopf der Bevölkerung im Jahre 1929, mit Ausnahme der Kantone Basel-Stadt und Schaffhausen, nominell durchwegs zugenommen haben. Der Unterschied vom Kanton mit der geringsten Quote betrug 1919 ca. 27 Franken gegenüber 41 Franken im Jahre 1929. Von einer Nivellierung der Bundesbeiträge in den einzelnen Kantonen kann hier nicht die Rede sein. Die hilfsbedürftigen Kantone mit vorwiegend landwirtschaftlichem Charakter, wie Nidwalden, Obwalden, Uri, Luzern, Wallis und Tessin, zeigen relativ hohe Quoten, während das Anwachsen der Bundesbeiträge in den Kantonen Solothurn, Zug und Schaffhausen mit den übrigen Kantonen nicht Schritt gehalten hat.

Wir berechneten auch die Kriegssteuer je Pflichtigen in der Rangordnung der Kantone für das Jahr 1915 und stellten die Beträge der ersten bis dritten Steuerperiode gegenüber. Es ergaben sich durchwegs ausserordentlich hohe Korrelationen (bis 0.980), sodass wir auf eine nähere Betrachtung verzichten können.

Rangordnung der Bundesbeiträge und gesetzl. Anteile pro Kopf der Bevölkerung in Franken im Jahre 1919 u. 1929.1)

Tabelle 27.

Kt.	1919	1929	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
BS	34.0	26.4	1	6	-5	25
SH	33.4	21.2	2	15	-13	169
GL	30.9	43.4	3	2	1	1
GR	22.4	56.7	4	1	3	9
ZH	21.0	28.7	5	5	0	0
ZG	19.2	19.7	6	20	-14	196
SG	17.6	21.6	7,5	14	-6.5	42.25
GE	17.6	21.9	7.5	13	-5.5	30.25
SO	17.0	18.6	9	24	-15	225
VS	16.0	31.5	10	4	6	36
NE	15.9	20.8	11	16	-5	25
TI	15.6	35.4	12	3	11	121
BE	15.1	20.7	13	17	-4	16
TG	14.3	24.4	14	9	5	25
VD	14.1	22.6	15	12	3	9
FR	13.5	19.6	16	21	-5	25
AG	13.0	19.0	17	23	-6	36
UR	12.9	24.8	18	8	10	100
LU	12.3	23.5	19	11	8	64
OW	11.4	23.8	20	10	10	100
AR	11.2	19.6	21	18	3	9
SZ	9.8	16.8	22	19	3	9
BL	9.5	19.3	23	22	1	1
NW	8.4	25.1	24	7	17	289
AI	7.3	15.7	25	25	0	0
						1562.50

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 1562.5}{25 \times 624} = 1 - \frac{9375}{15600} = 1 - 0.600 = 0.400$$

1) Schweiz. Bankverein, Monatsbericht, No. 11 - 12, 1930, S. 285

Dagegen erfuhren die Staats- und Gemeindesteuern auf Vermögen von 20'000 bis 500'000 Franken in den Kantonshauptorten mässige bis starke strukturelle Verschiebungen. (Tabellen 28 - 30). Eine absolute Zunahme der Steuerbelastung auf Vermögen von 20'000 Franken erfolgte lediglich in den Kantonshauptorten Fribourg, Chur, Luzern und Genf. Die Erleichterungen in den übrigen Hauptorten auf ein relativ so geringes Vermögen sind zum Teil recht empfindlich. Beachtenswert ist die nominelle als auch rangmässige Abnahme in St. Gallen und Aarau, während Luzern und Genf wegen ihres gegensätzlichen Charakters auffallen.

Rangordnung der Staats- und Gemeindesteuern in Franken auf Vermögen von 20'000 in Kantonshauptorten 1932[1] u. 1949[2]

Tabelle 28.

Kantons-Hauptorte:	1932	1949	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
St.Gallen	238	103	1	7	-6	36
Herisau	207	144	2	3	-1	1
Bellinzona	206	156	3	1	2	4
Fribourg	135	155	4	2	2	4
Aarau	126	34	5	11	-6	36
Neuchâtel	123	123	6	6	0	0
Chur	115	134	7	4	3	9
Bern	114	60	8	10	-2	4
Sch'hausen	107	30	9	12	-3	9
Luzern	94	130	10	5	5	25
Zürich	73	69	11	8	3	9
Solothurn	72	10	12	14	-2	4
Genève	59	65	13	9	4	16
Lausanne	24	9	14	15	-1	1
Basel	20	14	15	13	2	4
						162

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 162}{15 \times 224} = 1 - \frac{972}{3360} = 1 - 0.289 = 0.711$$

1) Stat. Jahrbuch der Schweiz 1932, S. 353
2) ebenda 1949, S. 421

Rangordnung der Staats- und Gemeindesteuern in Franken auf Vermögen von 100'000 in Kantonshauptorten 1932 und 1949.

Tabelle 29.

Hauptorte:	1932	1949	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
St.Gallen	1158	608	1	10	-9	81
Herisau	1123	797	2	5	-3	9
Bellinzona	1033	777	3	8	-5	25
Fribourg	950	1080	4	1	3	9
Neuchâtel	810	796	5	6.5	-1.5	2.25
Aarau	743	456	6	13	-7	49
Sch'hausen	738	987	7	2	5	25
Bern	692	625	8	9	-1	1
Solothurn	621	796	9	6.5	2.5	6.25
Chur	614	984	10	3	7	49
Luzern	598	804	11	4	7	49
Lausanne	523	540	12	11	1	1
Zürich	477	493	13	12	1	1
Genève	308	408	14	14	0	0
Basel	264	131	15	15	0	0
						307.50

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 307.5}{15 \times 224} = 1 - \frac{1845}{3360} = 1 - 0.549 = 0.451$$

Mit der Zunahme des Vermögens wächst nicht nur die nominelle Steuerquote, sondern auch die Zahl der Kantonshauptorte, die gegenüber 1932 eine höhere Steuerbelastung aufweisen. Die Entwicklungsrichtung ist stark unterschiedlich, ja geradezu willkürlich, wie beispielsweise im Kantonshauptort Chur, der im Jahre 1932 die Vermögen von 500'000 Franken mit 4447 belastete, gegenüber 8251 im Jahre 1949. Ein Extremfall stellt Bellinzona dar. Die Abnahme von 6353 auf 4871 im Jahre 1949 wird keinem anderen Kantonshauptort, auch nur annäherungsweise, erreicht.

Rangordnung der Staats- und Gemeindesteuern in Franken auf Vermögen von 500'000 in Kantonshauptorten 1932 und 1949.

Tabelle 30.

Hauptorte:	1932	1949	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Bellinzona	6353	4871	1	11	-10	100
Herisau	6096	6289	2	6	-4	16
St.Gallen	6008	5770	3	9	-6	36
Solothurn	5900	6352	4	5	-1	1
Neuchâtel	5827	6280	5	7	-2	4
Lausanne	5746	6213	6	8	-2	4
Fribourg	5625	6375	7	4	3	9
Luzern	4650	6440	8	3	5	25
Sch'hausen	4616	7444	9	2	7	49
Aarau	4536	3869	10	15	-5	25
Chur	4447	8251	11	1	10	100
Bern	4300	5403	12	10	2	4
Basel	3670	4838	13	13	0	0
Zürich	3587	4329	14	14	0	0
Genève	3402	4862	15	12	3	9
						382

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 382}{15 \times 224} = 1 - \frac{2292}{3360} = 1 - 0.682 = 0.318$$

*

Im folgenden werden die Ausgaben je Arbeiterfamilie des Jahres 1920 denjenigen des Jahres 1948 gegenübergestellt. Unverkennbar gross ist der relative Rückgang der Ausgaben für Genussmittel, während die Versicherungsbeiträge einen an Bedeutung sogar wachsenden Rang im Familienbudget einnehmen.

Rangordnung der Ausgaben je Familie in Franken im Jahre 1920 und 1948. 1)

Tabelle 31.

Ausgaben:	1920	1948	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Nahrungsmittel	2654	3042	1	1	0	0
Bekleidung	724	987	2	3	-1	1
Miete	555	1084	3	2	1	1
Heizung, Beleuchtung	350	391	4	6	-2	4
Wohnungseinrichtung	296	377	5	7	-2	4
Genussmittel	225	235	6	10	-4	16
Bildung, Erholung	200	534	7	5	2	4
Versicherungen	158	835	8	4	4	16
Steuern, Abgaben	143	261	9	9	0	0
Gesundheitspflege	133	308	10	8	2	4
Reinigung, Kleider, Wohnung	113	147	11	12	-1	1
Verkehrsausgaben	112	191	12	11	1	1
						52

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 52}{12 \times 143} = 1 - \frac{312}{1716} = 1 - 0.181 = 0.819$$

Der gleiche Versuch wurde für den Durchschnitt der Jahre 1936/37 angestellt und ergab im Prinzip das gleiche Bild. Der Korrelationskoeffizient war etwas geringer ($\rho = 0.784$), denn die Rubrik "Wohnungseinrichtung" ist genau um die Hälfte, d.h. von 296 auf 148 Franken zurückgegangen, was eine Verschiebung von 4 Rangstellen zur Folge hatte.

Wenn man die Bundessubventionen für die Strassen und Brücken und die Länge der kantonalen Strassen in Kilometer miteinander korreliert und der Berechnung das Jahr 1942 zugrunde legt, ergibt sich ein Koeffizient von 0.761.

1) Stat. Jahrbuch der Schweiz, 1948, S. 329

Da die einzelnen Kantone sehr hohe Abweichungen aufweisen, berechneten wir, um die Willkür ganz sicher auszuschliessen, einen Durchschnitt von mehreren Jahren.

Rangordnung der Bundessubventionen für Strassen und Brücken nach Kantonen in 1000 Fr. im Durchschnitt der Jahre 1940-43[1] u. kantonale Strassen in km im Jahre 1941.[2]

Tabelle 32.

Kt.	Subv. in 1000 Fr.	Strassen in km	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
BE	424.5	2333	1	1	0	0
ZH	291.5	2157	2	2	0	0
VD	258.2	2114	3	3	0	0
GR	249.0	1254	4	5	-1	1
TI	213.7	1005	5	6	-1	1
SG	166.5	544	6	11	-5	25
BS	140.7	258	7	15	-8	64
VS	125.5	988	8	7	1	1
AG	118.0	1304	9	4	5	25
UR	101.5	141	10	21	-11	121
TG	100.5	801	11	8	3	9
SO	98.5	638	12	9	3	9
FR	97.2	581	13	10	3	9
SZ	65.0	148	14.5	19	-4.5	20.25
BL	65.0	374	14.5	13	1.5	2.25
AR	56.0	220	16	18	-2	4
GE	55.0	245	17	16	1	1
NE	45.2	422	18	12	6	36
LU	46.2	296	19	14	5	25
GL	44.2	95	20	22	-2	4
OW	41.7	55	21	24	-3	9
SH	32.7	226	22	17	5	25
ZG	32.5	142	23	20	3	9
NW	21.5	85	24	23	1	1
AI	21.2	42	25	25	0	0
						401.50

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 401.5}{25 \times 624} = 1 - \frac{2409}{15600} = 1 - 0.154 = 0.846$$

1) Stat. Jahrbuch der Schweiz 1941, S. 330; 1942, S. 360; 1943, S. 368.
2) ebenda 1941, S. 191

In diesem Zusammenhang sei ausdrücklich darauf hingewiesen, dass man recht vorsichtig sein muss in der F e s t l e g u n g d e r R e i h e n, die man miteinander vergleicht. Auffallende Resultate können mitunter das blosse Ergebnis einer Reihe ausserordentlicher Ergebnisse sein. Wenn man keinen Durchschnitt aus mehreren Reihen bzw. Jahren berechnet, muss man wenigstens einen Vergleich mit den Vor- und Nachjahren ziehen, besser noch mit mehreren Vor- und Nachjahren, um zu sehen, ob die Reihe annähernd einer Normalreihe entspricht.

Es hat sich gezeigt, dass das Jahr 1942 im Grossen und Ganzen als Repräsentativjahr angeführt werden kann. Bei der Berechnung des Korrelationskoeffizienten aus Durchschnittsjahren ist wohl eine gewisse Nivellierung festzustellen, hingegen sind die hohen Rangabweichungen in einzelnen Kantonen, zumal im Kanton Uri, erhalten geblieben.

*

Nicht speziell erwähnt wurde die Tabelle: Rangordnung der Aufwendungen für den kantonalen Strassenunterhalt bezogen auf die entsprechende Kilometerlänge im Jahre 1949. Das Verhältnis ist im allgemeinen ein sehr gutes ($\rho = 0.834$) und wurde lediglich gestört durch die Kantone Genf, Basel-Stadt (ungewöhnlich grosse Unterhaltskosten) und Aargau (relativ geringe Unterhaltskosten).

***

4. Kulturstatistik und Diverses.

Im letzten Kapitel dieser Arbeit untersuchen wir einige kulturstatistische Phänomene auf korrelative Zusammenhänge. Nach W. Winkler hat die Kulturstatistik die Aufgabe, "alle Tatbestände der körperlichen und geistigen Bildung darzustellen; es fällt demnach in ihren Rahmen die Statistik der körperlichen Ausbildung (Turnen, Sportwesen usw.), der Schulen und sonstigen Bildungsstätten..., ferner die Statistik des Bildungsgrades der Bevölkerung." 1)

*

Die Tabelle 1 gibt Rechenschaft, wie sich die studierenden Schweizer nach Heimatkanton auf die gesamte Masse der Kantonsbevölkerung verteilen. Nach dem errechneten Korrelationskoeffizienten zu schliessen, ist das Verhältnis ein äusserst günstiges. Ob der methodische Vorgang sich in der Tat rechtfertigen lässt und überdies ein wirklichkeitsgetreues Bild ermittelt, ist eine Frage, die einer kurzen Erörterung bedarf.

Eine ganz vollkommene Methode würde darin bestehen, das Total aller Studierenden auf die entsprechenden Altersklassen zu beziehen, weil sich die Universitätsstudenten bekanntlich weit überwiegend aus den Altersklassen 18 - 25 rekrutieren. In den Kantonen mit sehr starkem Anteil der Altersklassen über 60 Jahren, z.B. Genf, ergibt sich unter Zugrundelegung der Gesamtbevölkerung eine zu vorteilhafte Verhältniszifffer der Studierenden, während der Kanton Wallis in einer überdurchschnittlichen Besetzung der jüngeren Altersklassen im Grunde genommen zu schlecht weg kommt. Trotzdem dürfte der Fehler nicht schwerwiegend sein. Um wenigstens ein annäherndes Bild

---

1) W. Winkler: Grundriss der Statistik, II. Gesellschaftsstatistik, 2. Aufl. Wien 1948, S. 295/96

Rangordnung der Kantone im Jahre 1930[1] u.Total der Studierenden Schweizer nach Heimatkanton im Sommer-Semester 1932.[2]

Tabelle 1.

Kt.	Wohnbev. 1930	Stud. 1932	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
BE	688774	951	1	1	0	0
ZH	617706	747	2	2	0	0
VD	331853	335	3	5	-2	4
SG	286362	281	4	7	-3	9
AG	259644	355	5	4	1	1
LU	189391	201	6	9	-3	9
GE	117366	308	7	6	1	1
TI	159223	135	8	13	-5	25
BS	155030	494	9	3	6	36
SO	144198	175	10	10	0	0
FR	143230	118	11	14	-3	9
VS	136394	95	12	16.5	-4.5	20.25
TG	136036	169	13	11	2	4
GR	126340	154	14	12	2	4
NE	124324	263	15	8	7	49
BL	92541	101	16	15	1	1
SZ	62337	34	17	20	-3	9
SH	51187	95	18	16.5	1.5	2.25
AR	48977	44	19	19	0	0
GL	35653	47	20	18	2	4
ZG	34395	31	21	21	0	0
UR	22968	14	22	25	-3	9
OW	19401	15	23	24	-1	1
NW	15055	16	24	22.5	1.5	2.25
AI	13988	16	25	22.5	2.5	6.25
						206.-

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 206}{25 \times 624} = 1 - \frac{1236}{15600} = 1 - 0.079 = 0.921$$

zu bekommen, genügt es wohl, die Gesamtbevölkerung mit der Gesamtmasse der Studierenden zu korrelieren.

1) Stat. Jahrbuch der Schweiz 1932, S. 7

2) ebenda, S. 363

Wenn man nur einen Vergleich zieht zwischen der Bevölkerung der Kantone und der Vertretung der Studierenden an einzelnen Universitäten, ergibt sich folgende Tabelle von Korrelationskoeffizienten:

Wohnbevölkerung / Studierende an den Universitäten, 1932.

Fribourg	ρ	=	0.450
Zürich	ρ	=	0.543
Basel	ρ	=	0.616
Lausanne	ρ	=	0.804
Bern	ρ	=	0.807
Genf	ρ	=	0.874

Diese Uebersicht wurde mehr als Kuriositätsbeispiel angeführt wegen der zum Teil recht grossen Unterschiede im Korrelationskoeffizient.

*

Die Berechnung des Korrelationskoeffizienten auf Grund des prozentualen Anteils der Studenten und Studentinnen nach Kantonen im Jahre 1932, bezogen auf die entsprechenden Gesamtmassen, ergab einen sehr hohen Rho-Wert von 0.940, sodass wir auf dieses ausserordentlich konstante Beispiel nur am Rande hinweisen möchten. Es hat sich gezeigt, dass die Verhältniszahl der an den schweiz. Universitäten vertretenen Studentinnen der Kantone Zürich, Basel-Stadt, Genf, Waadt, Neuenburg, Schaffhausen, Glarus und Appenzell A.Rh. höher ist als diejenige der Studenten, während die Prozentualquote der Studenten aus den übrigen Kantonen mehrheitlich überwiegt.

Bei der Berechnung der Rangkorrelation: Schüler pro Lehrkraft in Primarschulen nach Kantonen im Jahre 1940 und 1949 ist aufgefallen, dass ganz minimale Rangdifferenzen mit überaus hohen zusammentreffen. Auf Grund dieser Feststellung haben wir die Kantone mit über 2, und solche mit weniger als 2 Rangabweichungen zusammengefasst und die um 12 bzw. 13 Kantone reduzierten Reihen miteinander korreliert. (Tabellen 2a und 2b).

Rangordnung der Schüler pro Lehrkraft in Primarschulen im Jahre 1940 und 1949. 1)

Tabelle 2a.

Kt.	1940	1949	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
AI	44	34	1	8	-7	49
LU	43	38	2	3	-1	1
SG	41	39	3	2	1	1
FR	40	32	4.5	10	-5.5	30.25
BS	40	42	4.5	1	3.5	12.25
SO	38	34	6.5	8	-1.5	2.25
AR	38	36	6.5	4.5	2	4
BL	37	30	8	11.5	-3.5	12.25
ZG	36	34	9	8	1	1
NW	35	36	10	4.5	5.5	30.25
GL	33	35	11	6	5	25
VD	29	23	12	13	-1	1
GE	24	30	13	11.5	1.5	2.25
						171.50

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 171.5}{13 \times 168} = 1 - \frac{1029}{2184} = 1 - 0.471 = 0.529$$

Auffallend gross ist der grundverschiedene Charakter der beiden Resultate. Während der Korrelationskoeffizient der Tabelle 2a auf einen mässigen Zusammenhang hinweist, erreicht der Koeffizient der Tabelle 2b annähernde Vollkommenheit. Der Durchschnitt aus den beiden Teilkoeffizienten (ρ = 0.529 und ρ = 0.992) ergibt 0.760 und ist etwas geringer als der Koeffizient der gesamten bzw. 25-gliedrigen Reihe, der 0.800 beträgt. Dieser methodische Vorgang ist berechtigt, wenn man sich ein Bild vom Ausmass der Strukturwandlung in speziell ausgewählten und stark auffallenden Kantonen geben möchte.

1) Stat. Jahrbuch der Schweiz 1940, S. 366 und 1949, S. 426

Tabelle 2b.

Kt.	1940	1949	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
SZ	42	38	1	1	0	0
OW	41	37	2	2	0	0
TG	39	35	3	3	0	0
AG	38	34	4	4.5	-0.5	0.25
ZH	37	34	5	4.5	0.5	0.25
UR	34	32	6	6	0	0
SH	32	31	7	7	0	0
VS	31	29	8	8	0	0
BE	30	28	9	9	0	0
NE	27	25	10	11	-1	1
GR	26	25	11	11	0	0
TI	25	25	12	11	1	1
						2.50

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 2.5}{12 \times 143} = 1 - \frac{15}{1716} = 1 - 0.008 =$$

$$0.992$$

*

Die folgende Zusammenstellung zeigt die Veränderung der literarischen Produktion nach Sachgebieten in den letzten 20 Jahren. Die Tätigkeit der schweiz. Verleger hat in diesem Zeitraum eine gewaltige Belebung erfahren. Die absolute Zunahme der im Buchhandel erschienenen Druckschriften betrug im Durchschnitt der Jahre 1927 - 1929 gegenüber 1947 - 1949 1974 Publikationen, oder rund 210 %. Die Rangordnung bestätigt, dass in der Bewegungsrichtung keine allzugrossen Gegensätze eingetreten sind; lediglich die beiden Sachgebiete: Schöne Literatur und Philosophie/Moral weisen eine unverhältnismässig starke Zunahme von annähernd 300 bzw. 400 % auf.

Wir haben für dieses Beispiel neben dem Spearman'schen Rangkorrelationskoeffizienten auch den Fechner'schen Abhängigkeitskoeffizienten berechnet und sind der Meinung, dass der Wert Rho (0.771) die Veränderung, wegen der zum Teil auffallend konstanten Parallelität der Entwicklung, besser wiedergibt als J (0.486).

Rangordnung der literarischen Produktion im Durchschnitt der Jahre 1927-1929 und 1947-1949. 1)

Tabelle 3.

Sachgebiete:	1927/1929	1947/1949	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Rechts-, Staatswissenschaft	315	563	1	2	-1	1
Schöne Literatur	287	849	2	1	1	1
Geschichte, Biographie	200	335	3	4	-1	1
Verschiedenes	159	155	4	11	-7	49
Theologie, Erbauung	132	337	5	3	2	4
Erziehung, Unterricht	129	180	6	10	-4	16
Kunst	102	289	7	5	2	4
Geographie, Reisen	95	187	8	9	-1	1
Jugendschriften	77	197	9	8	1	1
Naturwissensch.	69	198	10	7	3	9
Land-, Hauswirtsch.	62	86	11	15	-4	16
Medizin, Hygiene	54	111	12	12	0	0
Philosophie, Moral	51	201	13	6	7	49
Sprach-, Literaturgeschichte	45	87	14	14	0	0
Bau-, Ingenieurwesen	34	91	15	13	2	4
Sammelwerke, Biographien	12	31	16	16	0	0
	1823	3797				156

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 156}{16 \times 255} = 1 - \frac{936}{4080} = 1 - 0.229 = 0.771$$

$$J = \frac{56071 - 19367}{56071 + 19367} = \frac{36704}{75438} = 0.486$$

1) Stat. Jahrbuch der Schweiz 1932, S. 377 und 1949, S. 445

Die Gegenüberstellung des Promilleanteils der Protestanten bzw. Katholiken an der gesamten Kantonsbevölkerung im Jahre 1941 und die Zahl der Lebendgeborenen auf 1000 Einwohner erlaubt interessante Vergleichsmöglichkeiten. Die unterschiedlichen Rho-Werte der Tabellen 4 und 5 deuten schon äusserlich darauf hin, dass bezüglich beider Konfessionen gewisse Gegensätze bestehen.

Rangordnung der Protestanten nach Kantonen und Lebendgeborene auf 1000 Einwohner im Jahre 1941.

Tabelle 4.

Kt.	Protest. in o/oo [1]	Geburten auf 1000E [2]	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
AR	866	13.8	1	22	-21	441
BE	858	17.3	2	15	-13	169
NE	835	12.6	3	24	-21	441
VD	821	13.7	4	23	-19	361
SH	782	18.2	5	13	- 8	64
BL	753	15.9	6	18	-12	144
ZH	745	15.6	7	19	-12	144
GL	684	16.3	8	17	- 9	81
TG	670	17.0	9	16	- 7	49
BS	649	14.1	10	21	-11	121
AG	578	18.5	11	11.5	- 0.5	0.25
GE	546	10.8	12	25	-13	169
GR	515	18.5	13	11.5	1.5	2.25
SO	505	19.0	14	10	4	16
SG	398	10.0	15	14	1	1
ZG	148	19.3	16	9	7	49
FR	135	21.3	17	2	15	225
LU	130	20.9	18	6	12	144
UR	83	21.7	19	3.5	15.5	240.25
NW	68	21.7	20	3.5	16.5	272.25
SZ	65	20.2	21	7	14	196
TI	56	14.8	22	20	2	4
OW	40	21.1	23	5	18	324
AI	38	19.6	24	8	16	256
VS	36	22.2	25	1	24	576
						4490.-

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 4490}{25 \times 624} = 1 - \frac{26940}{15600} = 1 - 1.726 = -0.726$$

1) Eidg. Volkszählung 1941, S. 40
2) Stat. Jahrbuch der Schweiz 1941, S. 34

Rangordnung der Katholiken nach Kantonen und Lebendgeborene auf 1000 Einwohner im Jahre 1941.

Tabelle 5.

Kt.	Katholiken in o/oo	Geburten auf 1000 E	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
VS	961	22.2	1	1	0	0
AI	960	19.6	2	8	6	36
OW	959	21.1	3	5	-2	4
SZ	934	20.1	4	7	-3	9
NW	930	21.7	5	3.5	1.5	2.25
TI	926	14.8	6	20	-14	196
UR	916	21.7	7	3.5	3.5	12.25
FR	963	21.8	8	2	6	36
LU	862	20.9	9	6	3	9
ZG	849	19.3	10	9	1	1
SG	594	18.0	11	14	-3	9
SO	586	19.0	12	10	2	4
GR	480	18.5	13	11.5	1.5	2.25
GE	418	10.8	14	25	-11	121
AG	415	18.5	15	11.5	3.5	12.25
TG	326	17.0	16	16	0	0
GL	314	16.3	17	17	0	0
BS	307	14.1	18	21	-3	9
BL	238	15.9	19	18	1	1
ZH	231	15.6	20	19	1	1
SH	210	18.2	21	13	8	64
VD	167	13.7	22	23	-1	1
NE	152	12.6	23	24	-1	1
BE	136	17.3	24	15	9	81
AR	130	13.8	25	22	3	9
						621.-

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 621}{25 \times 624} = 1 - \frac{3726}{15600} = 1 - 0.238 = 0.762$$

Es ist sehr in Frage gestellt, ob in diesem speziellen Fall der Spearman'schen Rangkorrelationskoeffizient ein zuverlässiges und hinreichend genaues Mass ist, denn es werden ja nicht die Zusammenhänge in ihren wirklichen zahlenmässigen Grössen erfasst, sondern nur die Rangordnung der beiderseitigen Verhältniszahlen.

Immerhin geht daraus hervor, dass zwischen Konfession und Gebärfreudigkeit ein direkter bzw. indirekter Zusammenhang besteht infolge der gegensätzlichen berufssoziologischen Aufteilung der beiden erwähnten Konfessionen.

Ein ganz ähnliches Bild ergab die Berechnung der Rangkorrelation: Protestanten bzw. Katholiken und Heiraten auf 1000 Einwohner nach Kantonen. Es ist statistisch erwiesen, dass die Protestanten in der Regel früher heiraten, was jedoch nicht gerade mit der Konfession allein, als vielmehr mit ihrem starken Anteil der in den Städten wohnenden und in Industrie und Handel tätigen Bevölkerung zusammenhängt.

*

Die Statistik der Strassenverkehrsunfälle nach Tagesstunden zeigt, dass die Zahl der Unfälle in erster Linie von der Verkehrsdichte abhängt, die an den Wochentagen Montag bis Freitag, speziell nach Arbeitsende, die höchste Intensität aufweist. Am Vormittag ereignen sich relativ wenige Unfälle, hingegen ist die Unfallsfrequenz am Abend zwischen 17 - 19 Uhr ausgesprochen hoch, wohl stark beeinflusst durch die Müdigkeit, die nach einem schweren und anstrengenden Arbeitstag so oft die Ursache schwerer Verkehrsunfälle ist. Der Ermüdete ist überdies sehr gereizt und bestrebt, möglichst schnell nach Hause zu kommen. Unter diesen Umständen und während den bekannten Stosszeiten ist das Unfallrisiko ausserordentlich gross und mahnt die Motorfahrer aller Art, die Velofahrer und Fussgänger zu besonderer Vorsicht und diszipliniertem Verhalten auf der Strasse.

An Sonntagen entfallen nun merkwürdigerweise die häufigsten Verkehrsunfälle ebenfalls auf die Zeit zwischen 17 - 19 Uhr (Heimkehr der Ausflügler). Im Vergleich zu den Wochentagen weisen die Nacht- und frühen Morgenstunden des Sonntags eine verhältnismässig hohe Unfallsfrequenz auf; im Zusammenhang damit steht vielfach der übermässige Alkoholgenuss.

Rangordnung der Strassenverkehrsunfälle nach Tagesstunden im Mittel der Wochentage Montag bis Freitag und an Sonntagen des Jahres 1948. 1)

Tabelle 6.

Tageszeit:	Montag/Freitag	Sonntag	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
18 - 19	406	363	1	1	0	0
17 - 18	375	322	2	2	0	0
12 - 13	305	137	3	12	-9	81
11 - 12	271	204	4	7	-3	9
13 - 14	261	168	5	10	-5	25
16 - 17	256	269	6	5	1	1
14 - 15	252	272	7	3.5	3.5	12.25
15 - 16	230	224	8	6	2	4
19 - 20	223	272	9	3.5	5.5	30.25
10 - 11	201	179	10	9	1	1
9 - 10	169	139	11	11	0	0
20 - 21	140	197	12	8	4	16
8 - 9	133	75	13	17	-4	16
7 - 8	128	70	14	18	-4	16
6 - 7	96	26	15	23.5	-8.5	72.25
21 - 22	75	125	16	13	3	9
23 - 24	65	108	17	14	3	9
22 - 23	61	88	18	15	3	9
0 - 1	39	86	19	16	3	9
1 - 2	22	55	20	19	1	1
2 - 3	14	41	21	20	1	1
5 - 6	11	26	22	23.5	-1.5	2.25
3 - 4	9	28	23	21	2	4
4 - 5	7	27	24	22	2	4
						332.-

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 332}{24 \times 575} = 1 - \frac{1992}{1388} = 1 - 0.144 = 0.856$$

1) Stat. Jahrbuch der Schweiz 1948, S. 212

S C H L U S S W O R T

Das Problem der Anwendbarkeit der Spearman'schen Korrelation in der Wirtschafts-, Sozial- und Kulturstatistik betrachten wir keineswegs als endgültig gelöst; dagegen wurde ein Schritt in dieser Richtung getan, der gewiss A n r e g u n g zu weiterer Forschungsarbeit gibt.

Als Ergebnisse der Arbeit können genannt werden:

1) Damit die Rangkorrelation sinnvoll angewandt werden kann, dürfen die zu vergleichenden Reihen nicht allzu sehr von der Normalkurve abweichen, d.h. die Differenz von Glied zu Glied sollte sich in gewissen Grenzen halten. Bei harmonisch fortschreitenden Reihen stimmen r und ρ ziemlich genau überein, wie das sportstatistische Beispiel zeigt.

2) Ist die genannte Voraussetzung nur zum Teil oder kaum erfüllt, so liefert die Rangkorrelation nur einen Annäherungswert und kein zuverlässiges Mass. Wegen ihrer einfachen, zeitersparenden Berechnung wird sie nichtsdestoweniger von der Praxis auch in solchen Fällen herangezogen.

3) Ist die logische Fundierung des Rangkorrelationskoeffizienten vorhanden, so genügt, dass er den wahrscheinlichen Fehler um das 4-5fache übersteigt, um auch der wahrscheinlichkeitstheoretischen Sicherheitsforderung Genüge zu tun.

4) Die Praxis bestätigt, dass die Ablehnung der Rangkorrelation bei kurzen Reihen mit hoher Dispersion und bei solchen mit mehr als 30 Gliedern berechtigt ist. Die kurze Untersuchung über das Problem der Nullwerte bestätigte das vollauf.

5) Die Ausscheidung der Nullwerte aus der Reihe beeinflusst Koeffizienten im negativen Sinne, auf eine nicht proportionale Weise.

6) Die mehrfache Besetzung von Rangstellen kann auf verschiedene Weise korrigiert werden ohne dass sich daraus merkliche Abweichungen im Endresultat ergeben.

7) Ein besonders geeignetes Anwendungsgebiet der Spearman'schen Rangkorrelation scheinen Strukturanalysen zu sein: Hohe Korrelationskoeffizienten entsprechen struktureller Stabilität, niedrige dagegen mehr oder minder tiefgreifenden Wandlungen.

8) Vergleiche mit dem Pearson'schen Korrelations- und dem Fechner'schen Abhängigkeitskoeffizienten zeigen, dass diese beiden Methoden strukturelle Verschiebungen lange nicht so deutlich und zuverlässig herauszustellen vermögen.

9) Die Anwendung der Spearman'schen Korrelation ergab dann und wann überraschende Resultate, die keineswegs methodologisch zu erklären waren, sondern wirkliche Fragestellungen an die konkrete Forschung sind: z.B. warum besteht keine Uebereinstimmung zwischen den Zahlenreihen der ehelich Lebend- und Totgeborenen im Monatsablauf? Warum nimmt die Arteriosklerose mehr zu als es die stärkere Besetzung der höheren Altersklassen allein rechtfertigen könnte? Warum reagiert der Personenverkehr im Verlauf der Konjunktur oftmals geradezu gegensätzlich zum Güterverkehr?

10) Bei der Interpretation eines Rho muss eher noch grössere Vorsicht walten als bei der Masskorrelation, wenn es sich um kausale oder konditionale Zusammenhänge handelt. Neben dem erhaltenen Koeffizienten muss stets auch das Gesamtbild der Reihen berücksichtigt werden.

Manchmal ergibt sich, dass die Spearman'sche Korrelation zu keinem brauchbaren Ergebnis führt, manchmal bleibt der kausale Zusammenhang völlig im Unklaren. Gerade auf diesem Gebiet wird noch viel zu erforschen sein.

Die Rangkorrelation hat eine eigene Bedeutung, d.h. es gibt Fälle, wo nur sie und keine andere Zusammenhangsberechnung sinnvoll erscheint. Es trifft das bei Merkmalen von variablen Grössen zu, die in der Linie der Qualität gelegen sind und denen eine natürliche Rangstufe innewohnt. Doch die-

se Fälle sind selten. Die Rangkorrelation hat aber auch einen Ergänzungs- und Substitutionswert. Ihr Anwendungsgebiet ist weiter als dasjenige der Pearson'schen Masskorrelation; aber ihre Ergebnisse sind unvollkommener.

A n h a n g.

Rangordnung der Zahl der gänzlich Arbeitslosen nach Monaten in den Jahren 1920 - 1930. 1)

Monate:	1920	1921	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Dezember	17624	88967	1	1	0	0
November	13436	80692	2	2	0	0
Oktober	8860	74238	3	3	0	0
September	7178	66646	4	4	0	0
August	5256	63182	5	5	0	0
Februar	4979	42705	6	11	-5	25
März	3878	43282	7	10	-3	9
Mai	3697	52377	8	7	1	1
Januar	3477	34652	9	12	-3	9
April	3445	47949	10	9	1	1
Juli	3427	52255	11	8	3	9
Juni	3004	54650	12	6	6	36
						90

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 90}{1716} = 1 - \frac{540}{1716} = 1 - 0.314 = 0.686$$

Monate:	1920	1922	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Dezember	17624	53463	1	7	-6	36
November	13436	51128	2	10	-8	64
Oktober	8860	48218	3	12	-9	91
September	7178	49512	4	11	-7	49
August	5256	51789	5	9	-4	16
Februar	4979	99541	6	1	5	25
März	3878	89099	7	3	4	16
Mai	3697	71100	8	5	3	9
Januar	3477	96580	9	2	7	49
April	3445	81868	10	4	6	36
Juli	3427	52180	11	8	3	9
Juni	3004	59456	12	6	6	36
						426

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 426}{1716} = 1 - \frac{2556}{1716} = 1 - 1.489 = -0.489$$

1) Ergebnisse der schweiz. Sozialstatistik 1932, S. 140.

Monate:	1920	1923	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Dezember	17624	26873	1	7	-6	36
November	13436	27029	2	6	-4	16
Oktober	8860	24013	3	9	-6	36
September	7178	22830	4	10	-6	36
August	5256	22554	5	12	-7	49
Februar	4979	52734	6	2	4	16
März	3878	44909	7	3	4	16
Mai	3697	30228	8	5	3	9
Januar	3477	56275	9	1	8	64
April	3445	35512	10	4	6	36
Juli	3427	22722	11	11	0	0
Juni	3004	25583	12	8	4	16
						330

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 330}{1716} = 1 - \frac{1980}{1716} = 1 - 1.153 = -0.153$$

Monate:	1920	1924	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Dezember	17624	11419	1	7	-6	36
November	13436	11479	2	6	-4	16
Oktober	8860	9451	3	9	-6	36
September	7178	8718	4	11	-7	49
August	5256	8737	5	10	-5	25
Februar	4979	27120	6	2	4	16
März	3878	21380	7	3	4	16
Mai	3697	13618	8	5	3	9
Januar	3477	28480	9	1	8	64
April	3445	16730	10	4	6	36
Juli	3427	8235	11	12	-1	1
Juni	3004	10938	12	8	4	16
						320

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 320}{1716} = 1 - \frac{1920}{1716} = 1 - 1.118 = -0.118$$

Monate:	1920	1925	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Dezember	17624	17027	1	1	0	0
November	13436	15760	2	2	0	0
Oktober	8860	12219	3	3	0	0
September	7178	10356	4	6	-2	4
August	5256	9895	5	8	-3	9
Februar	4979	11834	6	5	1	1
März	3878	10185	7	7	0	0
Mai	3697	7189	8	12	-4	16
Januar	3477	12184	9	4	5	25
April	3445	8591	10	10	0	0
Juli	3427	9751	11	9	2	4
Juni	3004	8084	12	11	1	1
						60

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 60}{1716} = 1 - \frac{360}{1716} = 1 - 0.209 = 0.791$$

Monate:	1920	1926	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Dezember	17624	17900	1	3	-2	4
November	13436	16366	2	4	-2	4
Oktober	8860	14253	3	6	-3	9
September	7178	12803	4	7	-3	9
August	5256	11818	5	8	-3	9
Februar	4979	18138	6	2	4	16
März	3878	14307	7	5	2	4
Mai	3697	10703	8	12	-4	16
Januar	3477	20525	9	1	8	64
April	3445	11320	10	9	1	1
Juli	3427	11013	11	10	1	1
Juni	3004	10272	12	11	1	1
						138

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 138}{1716} = 1 - \frac{828}{1716} = 1 - 0.482 = 0.518$$

Monate:	1920	1927	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Dezember	17624	13701	1	3	-2	4
November	13436	12079	2	5	-3	9
Oktober	8860	9873	3	7	-4	16
September	7178	8335	4	11	-7	49
August	5256	8854	5	9	-4	16
Februar	4979	19201	6	2	4	16
März	3878	13568	7	4	3	9
Mai	3697	9547	8	8	0	0
Januar	3477	19370	9	1	8	64
April	3445	11220	10	6	4	16
Juli	3427	8404	11	10	1	1
Juni	3004	7735	12	12	0	0
						200

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 200}{1716} = 1 - \frac{1200}{1716} = 1 - 0.699 = 0.301$$

Monate:	1920	1928	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Dezember	17624	11993	1	3	-2	4
November	13436	9571	2	4	-2	4
Oktober	8860	7636	3	6	-3	9
September	7178	6125	4	10	-6	36
August	5256	6523	5	8	-3	9
Februar	4979	12017	6	2	4	16
März	3878	8265	7	5	2	4
Mai	3697	6410	8	9	-1	1
Januar	3477	14212	9	1	8	64
April	3445	6910	10	7	3	9
Juli	3427	5525	11	11	0	0
Juni	3004	5378	12	12	0	0
						156

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 156}{1716} = 1 - \frac{936}{1716} = 1 - 0.545 = 0.455$$

Monate:	1920	1929	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Dezember	17624	13320	1	3	-2	4
November	13436	8657	2	4	-2	4
Oktober	8860	6799	3	6	-3	9
September	7178	5197	4	8	-4	16
August	5256	4611	5	11	-6	36
Februar	4979	15979	6	2	4	16
März	3878	7098	7	5	2	4
Mai	3697	5049	8	9	-1	1
Januar	3477	16284	9	1	8	64
April	3445	5382	10	7	3	9
Juli	3427	4801	11	10	1	1
Juni	3004	4399	12	12	0	0
						164

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 164}{1716} = 1 - \frac{984}{1716} = 1 - 0.573 = 0.427$$

Monate:	1920	1930	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Dezember	17624	23045	1	1	0	0
November	13436	18354	2	2	0	0
Oktober	8860	15268	3	3	0	0
September	7178	11613	4	6	-2	4
August	5256	10351	5	7	-2	4
Februar	4979	13462	6	5	1	1
März	3878	10138	7	9	-2	4
Mai	3697	9545	8	10	-2	4
Januar	3477	14846	9	4	5	25
April	3445	8791	10	12	-2	4
Juli	3427	10161	11	8	3	9
Juni	3004	9002	12	11	1	1
						56

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 56}{1716} = 1 - \frac{336}{1716} = 1 - 0.195 = 0.805$$

Rangordnung der gänzlich Arbeitslosen und der Nachlassverträge nach Monaten 1922 - 1925. 1)

Monate:	Arbeitslose 1922	Nachlässe[1] 1922	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Februar	99541	24	1	5.5	-4.5	20.25
Januar	96580	6	2	12	-10	100
März	89099	18	3	9	-6	36
April	81868	22	4	7.5	-3.5	12.25
Mai	71100	30	5	3	2	4
Juni	59456	27	6	4	2	4
Dezember	53463	15	7	11	-4	16
Juli	52180	34	8	2	6	36
August	51789	24	9	5.5	3.5	12.25
November	51128	22	10	7.5	2.5	6.25
September	49512	16	11	10	1	1
Oktober	48218	35	12	1	11	121
						369.-

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 369}{1716} = 1 - \frac{2214}{1716} = 1 - 1.290 = -0.290$$

Monate:	Arbeitslose 1923	Nachlässe 1923	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Januar	56275	23	1	4	-3	9
Februar	52734	15	2	11	-9	81
März	44909	25	3	2.5	0.5	0.25
April	35512	13	4	8.5	-4.5	20.25
Mai	30228	21	5	5.5	-0.5	0.25
November	27029	12	6	12	-6	36
Dezember	26873	25	7	2.5	4.5	20.25
Juni	25583	28	8	1	7	49
Oktober	24013	19	9	8.5	0.5	0.25
September	22830	20	10	7	3	9
Juli	22722	21	11	5.5	5.5	30.25
August	22554	17	12	10	2	4
						259.50

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 259.50}{1716} = 1 - \frac{1557}{1716} = 1 - 0.907 = 0.013$$

1) Wirtschaftsberichte 1927, S. 170

Arbeitslose Nachlässe

Monate:	1924	1924	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Januar	28480	16	1	7.5	-6.5	42.25
Februar	27120	16	2	7.5	-5.5	30.25
März	21380	18	3	5	-2	4
April	16730	30	4	1	3	9
Mai	13618	14	5	10	-5	25
November	11479	16	6	7.5	-1.5	2.25
Dezember	11419	26	7	2	5	25
Juni	10938	20	8	3	5	25
Oktober	9451	19	9	4	5	25
August	8737	11	10	12	-2	4
September	8718	16	11	7.5	3.5	12.25
Juli	8235	12	12	11	1	1
						205.-

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 205}{1716} = 1 - \frac{1230}{1716} = 1 - 0.716 = 0.284$$

Arbeitslose Nachlässe

Monate:	1925	1925	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Dezember	17027	17	1	11	-7.5	56.25
November	15760	31	2	1	1	1
Oktober	12219	26	3	3	0	0
Januar	12184	15	4	10	-6.5	42.25
Februar	11834	22	5	6	-1	1
September	10356	13	6	9	-6	36
März	10185	23	7	7	2	4
August	9895	15	8	8	-2.5	6.25
Juli	9751	26	9	4	6	36
April	8591	21	10	5	3	9
Juni	8084	17	11	12	2.5	6.25
Mai	7189	26	12	2	9	81
						279.-

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 279}{1716} = 1 - \frac{1674}{1716} = 1 - 0.975 = 0.025$$

Rangordnung der gänzlich Arbeitslosen und der Konkurse nach Monaten, 1922 - 1925.

Monate:	Arbeitslose 1922	Konkurse 1922	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Februar	99541	68	1	4.5	-3.5	12.25
Januar	86580	68	2	4.5	-2.5	6.25
März	89099	79	3	1	2	4
April	81868	63	4	6	-2	4
Mai	71100	76	5	2	3	9
Juni	59456	55	6	7	-1	1
Dezember	53463	44	7	11	-4	16
Juli	52180	72	8	3	5	25
August	51789	54	9	8	1	1
November	51128	37	10	12	-2	4
September	49512	46	11	10	1	1
Oktober	48218	48	12	9	3	9
						92.50

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 92.5}{1716} = 1 - \frac{555}{1716} = 1 - 0.323 = 0.677$$

Monate:	Arbeitslose 1923	Konkurse 1923	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Januar	56275	43	1	9	-8	64
Februar	52734	49	2	5	-3	9
März	44909	51	3	4	-1	1
April	35512	47	4	7	-3	9
Mai	30228	48	5	6	-1	1
November	27029	45	6	8	-2	4
Dezember	26873	54	7	3	4	16
Juni	25583	58	8	2	6	36
Oktober	24013	66	9	1	8	64
September	22830	31	10	12	-2	4
Juli	22722	40	11	10	1	1
August	22554	37	12	11	1	1
						210

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 210}{1716} = 1 - \frac{1260}{1716} = 1 - 0.734 = 0.266$$

Monate:	Arbeitslose 1924	Konkurse 1924	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Januar	28480	53	1	3	-2	4
Februar	27120	50	2	6	-4	16
März	21380	42	3	9	-6	36
April	16730	51	4	4	0	0
Mai	13618	50	5	6	-1	1
November	11479	44	6	8	-2	4
Dezember	11419	50	7	6	1	1
Juni	10938	35	8	11	-3	9
Oktober	9451	56	9	2	7	49
August	8737	37	10	10	0	0
September	8718	30	11	12	-1	1
Juli	8235	66	12	1	11	121
						242

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 242}{1716} = 1 - \frac{1452}{1716} = 1 - 0.846 = 0.154$$

Monate:	Arbeitslose 1925	Konkurse 1925	u	v	(u-v)	$(u-v)^2$
Dezember	17027	36	1	11	-10	100
November	15760	68	2	1	1	1
Oktober	12219	60	3	3	0	0
Januar	12184	42	4	10	-6	36
Februar	11834	50	5	6	-1	1
September	10356	43	6	9	-3	9
März	10185	49	7	7	0	0
August	9895	45	8	8	0	0
Juli	9751	56	9	4	5	25
April	8591	55	10	5	5	25
Juni	8084	35	11	12	-1	1
Mai	7179	64	12	2	10	100
						298

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 298}{1716} = 1 - \frac{1788}{1716} = 1 - 1.042 = -0.041$$